Banque du Canada Bank of Canada

Document de travail 2002-36 / Working Paper 2002-36

Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel américain

Marc-André Gosselin et René Lalonde

Remerciements

Merci à Robert Lafrance, Jean-François Perrault pour leurs commentaires et suggestions. Nous souhaitons remercier également Andrew Rennison pour son aide précieuse durant nos travaux d'estimation économétrique. Nos remerciements vont aussi à Eddy Cavé pour la contribution apportée à l'étape de la rédaction.

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur papier recyclé

Document de travail 2002-36 de la Banque du Canada

Novembre 2002

Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel américain

Marc-André Gosselin

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
magosselin@banqueducanada.ca

René Lalonde

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
rlalonde@banqueducanada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

Éclectique : qui emprunte aux divers systèmes les thèses les meilleures quand elles sont conciliables plutôt que d'édifier un système nouveau.

103-01357/

Table des matières

Résumé/Abstract v

1. Introduction 1

2. Méthodologie 2

2.1 Les méthodes utilisées à la Banque 4

2.2 Une approche éclectique 4

2.3 Application au PIB potentiel et survol de l'approche proposée 4

2.4 Spécification des SVAR 7

2.4.1 Choix des variables 7

2.4.2 Ordonnancement des variables, nombre de retards et niveau d'intégration des variables 13

3. Résultats 13

3.1 TCNA 14

3.1.1 SVAR générant le TCNA de la population active de moins de 25 ans 14

3.1.2 SVAR générant le TCNA de la population active de 25 ans et plus 15

3.1.3 TCNA agrégé 16

3.2 Tendance du taux d'activité 17

3.2.1 SVAR générant la tendance du taux d'activité des jeunes 17

3.2.2 SVAR générant la tendance du taux d'activité des femmes de 25 ans et plus 18

3.2.3 SVAR générant la tendance du taux d'activité des hommes de 25 ans et plus 19

3.2.4 Tendance du taux d'activité agrégé 20

3.3 Tendance de la productivité moyenne du travail 21

3.3.1 SVAR de la productivité du travail du secteur des entreprises non agricoles 21

3.3.2 SVAR du TUCNA 23

3.3.3 Tendance de la productivité du travail générée par l'approche éclectique 24

3.4 PIB potentiel généré par l'approche éclectique 24

4. Conclusion et suite de la recherche 26

Bibliographie 28

Annexe A : Structure du SVAR 31

Annexe B : Résultats du modèle générant le TCNA 33

Annexe C : Résultats du modèle générant la tendance du taux d'activité 36

Annexe D : Résultats du modèle de la productivité de la main-d'oeuvre 41

Annexe E : Résultats de l'approche éclectique du PIB potentiel 45

Résumé

Dans cette étude, les auteurs exposent les principaux résultats quant à l'application d'une nouvelle méthode d'estimation du PIB potentiel américain. Cette méthode est fondée sur les travaux de Rennison (2002), qui indiquent que l'utilisation conjointe de filtres multivariés étendus et de VAR structurels est optimale pour l'estimation de la production potentielle. Les auteurs utilisent cette approche afin d'estimer les deux composantes du potentiel, soit l'intrant travail de plein emploi ainsi que la tendance productivité de la main-d'oeuvre. Une telle décomposition fournit une bonne identification des sources de fluctuations du PIB potentiel. Elle permet par exemple de montrer que la vigueur du taux de croissance du PIB potentiel enregistrée au cours de la seconde moitié des années 1990 est imputable à une chute du taux de chômage structurel et à une accélération notable du rythme de croissance de la productivité tendancielle. Cette approche permet aussi de montrer que l'offre excédentaire observée au deuxième trimestre de 2002 est entièrement imputable au fait que l'intrant travail se trouve en-dessous de son équilibre.

Classification JEL : E23, C32, E32.
Classification de la Banque : Production potentielle, Méthodes économétriques et statistiques, Cycles et fluctuations économiques.

Abstract

The authors describe the principal results obtained from a new method applied to the estimation of potential U.S. gross domestic product (GDP). This method derives from the work of Rennison (2002), which suggests that the joint use of extended multivariate filters and structural vector autoregressions is optimal for estimating potential output. The authors use this approach to estimate the two components of potential GDP: the full-employment labour input and the labour-productivity trend. This decomposition is particularly useful for identifying sources of fluctuations in potential GDP. For example, it reveals that the vigorous growth rate of potential GDP recorded during the second half of the 1990s is attributable to a fall in the structural rate of unemployment and a marked upswing in the growth rate of the productivity trend. This approach also reveals that the excess supply observed in the second quarter of 2002 is entirely attributable to the fact that the labour input was below its equilibrium level.

JEL classification: E23, C32, E32.
Bank classification: Potential Output, Econometric and Statistical Methods, Business Fluctuations and Cycles.

1. Introduction

L'estimation du déséquilibre entre l'offre et la demande globale est d'une importance capitale dans la détermination des pressions s'exerçant sur l'appareil de production. Ce déséquilibre, communément appelé écart de production, renferme une valeur explicative élevée en ce qui a trait à l'évolution anticipée du taux d'inflation. L'écart de production est à la base du paradigme des principaux modèles de projection employés à la Banque. Il représente la différence entre le niveau de la production observée et celui de la production potentielle. Conceptuellement, la production potentielle correspond a la production maximale que l'économie peut soutenir sans qu'apparaissent des pressions inflationnistes. Or, cette variable ne peut être observée directement. De nombreux travaux à la Banque visant à estimer le PIB potentiel ont été effectués au cours des années 1990. Ces recherches montrent que les filtres multivariés étendus et les VAR structurels (SVAR) sont des modèles dotés d'une structure théorique satisfaisante et qui produisent des estimations relativement fiables du PIB potentiel. Ces modèles ont toutefois des lacunes. Par exemple, le filtre tend à produire une estimation biaisée du PIB potentiel en fin d'échantillon, alors que le potentiel généré par le SVAR est d'une volatilité indue. Des filtres étendus servent à estimer le PIB potentiel canadien dans le MTP, tandis qu'un modèle SVAR est utilisé pour l'estimation du potentiel américain dans l'USM.

Or, dans une récente étude Rennison (2002) montre qu'une approche optimale consisterait à utiliser conjointement les filtres et les SVAR. Du point de vue technique, cette méthode revient à utiliser une version élargie d'un filtre HP multivarié, auquel on ajoute un sentier d'équilibre généré par un SVAR à titre de renseignement conditionnant l'estimation. Une telle approche est déjà employée pour l'estimation du taux de chômage structurel dans MTP. Elle permet entre autres de générer un équilibre plus lisse que celui donné par un SVAR, tout en atténuant les problèmes de fin d'échantillon inhérents aux filtres. De plus, cette approche conserve les bonnes propriétés du filtre en ce qui concerne la détection de bris structurels. Comme elle allie les principaux avantages des deux méthodes, elle peut être qualifiée d'éclectique. Englobant un maximum d'information, l'approche éclectique est stratégique du point de vue de la minimisation des risques d'erreurs liés à l'estimation de l'écart de production.

Le présent rapport a pour but d'exposer les principaux résultats obtenus avec cette approche éclectique dans l'estimation du PIB potentiel américain, et non pas de prouver qu'elle est la meilleure. Une autre innovation par rapport au USM est la décomposition de la production potentielle agrégée en intrant travail et en productivité moyenne d'équilibre. En plus de faciliter les comparaisons entre le Canada et les États-Unis, cette décomposition permet d'obtenir une meilleure identification des sources de fluctuation du PIB potentiel. L'approche éclectique

désagrégée permet par exemple de montrer que la vigueur du taux de croissance du PIB potentiel enregistrée au cours de la seconde moitié des années 1990 est attribuable à une chute du taux de chômage structurel et à une accélération notable du rythme de croissance de la productivité tendancielle. Elle permet aussi de montrer que l'offre excédentaire actuelle est entièrement imputable au fait que l'intrant travail est en-dessous de son niveau d'équilibre.

Le reste du présent document est divisé en trois sections. La Section 2 porte sur la méthodologie, la Section 3 présente les détails des résultats d'estimation. Finalement, la Section 4 offre une conclusion ainsi qu'une piste de recherche.

2. Méthodologie

Le PIB potentiel est une variable qui ne peut être connue que de façon estimative. Dans cette section, nous revoyons brièvement les approches utilisées à la Banque pour l'estimer et présentons la méthode préconisée dans ce papier.

Les tendances déterministes (linéaires ou quadratiques), la décomposition de Beveridge et Nelson (1981) et les modèles à composantes non observées (Kuttner, 1994 et Kichian, 1999) sont des méthodes d'estimation du PIB potentiel. Ces modèles reposent toutefois sur des fondements économiques relativement peu développés, ce qui complique l'explication des fluctuations du potentiel au sein d'un cadre économique articulé. Dotés d'une meilleure structure économique, les filtres étendus et les SVAR sont les méthodes d'estimation du potentiel les plus utilisées à la Banque. Des filtres sont employés afin d'estimer le PIB potentiel canadien au sein de MTP (Butler, 1996), alors que des SVAR sont utilisés pour estimer le PIB potentiel américain dans USM (Lalonde, 1998, 2000). Cayen et van Norden (2002) offrent un exposé du fonctionnement de ces méthodes.

2.1 Les méthodes utilisées à la Banque

L'approche sous-jacente du filtre de Hodrick et Prescott (1981) consiste à estimer une variable τ de façon à minimiser les écarts quadratiques entre τ et la variable observée X, ainsi que les variations du taux de croissance de τ selon la formule suivante :

$$\tau = \underset{\tau}{minT} = (\tau - X)'W_{\lambda}(\tau - X) + \lambda\tau'D'D\tau\,, \qquad (1)$$

où W_{λ} est une matrice de poids déterminés par l'économètre (généralement la matrice identité), λ est un paramètre de lissage et D contient la différence seconde de τ. Le filtre HP est donc

essentiellement mécanique, puisqu'il est fondé uniquement sur l'information contenue dans la série *X*. La série obtenue est une variante lissée de *X*. Une version élargie du filtre HP multivarié développée par Laxton et Tetlow (1992) a permis d'enrichir le filtre en exploitant des renseignements de nature structurelle. De façon simplifiée, on peut élaborer un cadre théorique en ajoutant un troisième terexistantesme au sein de l'équation 1 :

$$\tau = \underset{\tau}{minT} = (\tau - X)'W_X(\tau - X) + (\tau - Y)'W_Y(\tau - Y) + \lambda\tau'D'D\tau. \qquad (2)$$

Dans ce cas, le filtre accorde également un poids de W_y à l'écart quadratique entre τ et Y, où Y et X sont liés par une relation économique hypothétique ou estimée (une relation de cointégration par exemple). Les filtres captent assez rapidement la présence de bris structurels et génèrent un sentier d'évolution du PIB potentiel relativement lisse. Toutefois, leur paramétrisation est souvent arbitraire et ne dépend pas d'estimations. De plus, St-Amant et van Norden (1997) ainsi que Rennison (2002) ont montré que les filtres génèrent une estimation biaisée de l'écart de production en fin d'échantillon. Il s'agit là d'un problème assez grave puisque les fluctuations de l'écart de production observées durant les derniers trimestres de la période échantillonale sont vraisemblablement celles qui ont le plus d'influence sur les décisions de politique monétaire.

L'approche des SVAR est basée sur la décomposition de Blanchard et Quah (1989). Elle permet d'identifier la tendance des variables d'un modèle autorégressif vectoriel en imposant un minimum de restrictions aux effets à long terme des chocs structurels[1]. Les hypothèses théoriques exigent uniquement que la variable d'intérêt puisse être séparée en une composante permanente et en une composante temporaire et que les chocs temporaires soient orthogonaux aux chocs permanents. Cette méthode permet de tirer parti de renseignements provenant de variables dont la tendance de long terme est potentiellement reliée à la variable d'intérêt.

Par construction, les SVAR génèrent un profil du PIB potentiel compatible avec le comportement des variables macroéconomiques. De plus, ces modèles sont peu affectés par les problèmes de fin d'échantillon inhérents aux filtres (Rennison, 2002). Par contre, ils sont sensibles aux bris structurels et génèrent un sentier d'évolution du PIB potentiel d'une grande volatilité. Cette dernière caractéristique est difficile à réconcilier avec les *a priori* économiques et produit des estimations de l'écart de production difficiles à utiliser tels quels par les autorités monétaires.

1. Pour une exposition des fondements théoriques de cette approche, voir l'Annexe A.

Les filtres semblent fournir de bonnes estimations dans des circonstances où les SVAR présentent des lacunes. La réciproque étant vraie, on peut intuitivement penser qu'une méthode d'estimation combinant ces deux modèles serait une approche optimale.

2.2 Une approche éclectique

La combinaison des deux approches susmentionnées peut être mise en pratique de façon relativement simple. La méthode consiste à utiliser une version élargie du filtre HP multivarié auquel on ajoute, avec un poids $W_{\hat{X}_{svar}}$, le sentier d'équilibre généré par un SVAR ($\hat{X}_{svar}$) comme renseignement conditionnant l'estimation de la série non observée τ :

$$\tau = \underset{\tau}{minT} = (\tau - X)'W_X(\tau - X) + (\tau - \hat{X}_{svar})'W_{\hat{X}_{svar}}(\tau - \hat{X}_{svar}) + \lambda\tau'D'D\tau \,. \qquad (3)$$

À l'aide de simulations de Monte-Carlo, Rennison (2002) a montré que cette approche reproduit bien l'écart de production du processus générateur de données, et ce, pour une grande variété de spécifications des paramètres du processus. De plus, cette conclusion est valide autant en milieu qu'en fin d'échantillon. Les avantages de cette approche sont multiples : 1) la combinaison des deux méthodes donne des estimations plus fiables que celles obtenues avec les méthodes séparées; 2) l'utilisation des SVAR permet d'augmenter la profondeur théorique et de limiter les problèmes de fin d'échantillon; 3) l'utilisation des filtres permet de pénaliser pour les fluctuations de haute fréquence propres aux estimations provenant des SVAR; 4) l'utilisation des filtres permet une identification plus rapide des bris structurels.

Lalonde et Rennison (2002) ont utilisé l'approche combinée pour estimer le taux de chômage naturel (TCNA) canadien dans MTP.

2.3 Application au PIB potentiel et survol de l'approche proposée

Nous estimons la décomposition suivante pour calculer la production potentielle agrégée :

$$Y_t^e = L_t^e \times \left(\frac{Y_t}{L_t}\right)^e \,, \qquad (4)$$

où L_t^e est l'intrant travail de plein emploi et $(Y_t/L_t)^e$ est la productivité moyenne d'équilibre. L'intrant travail de plein emploi est donné par le produit suivant :

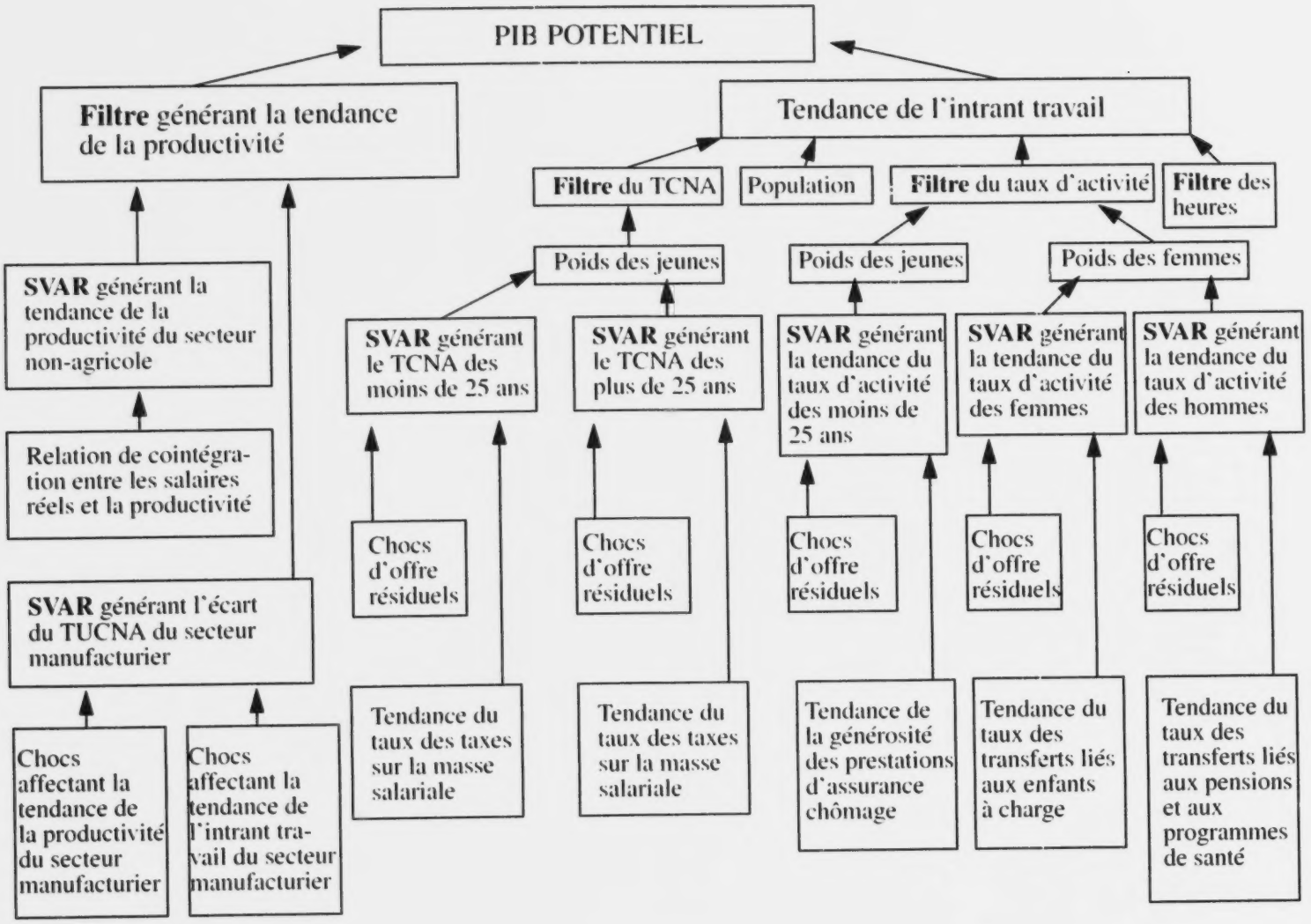
$$L_t^e = POP_t \times TACT_t^e \times (1 - TCH_t^e) \times H_t^e \,, \qquad (5)$$

où POP_t est le niveau de la population[2], $TACT_t^e$ est le taux d'activité d'équilibre, TCH_t^e est le taux de chômage d'équilibre (le TCNA) et H_t^e est l'équilibre des heures travaillées. L'estimation du potentiel nécessite donc le calcul de quatre équilibres : $TACT_t^e$, TCH_t^e, H_t^e et $(Y_t/L_t)^e$. A l'exception de H_t^e, qui est calculé à l'aide d'un filtre HP univarié, chaque équilibre est calculé avec un filtre assorti d'un sentier d'équilibre généré par un SVAR.

La désagrégation du potentiel en plusieurs composantes aide à mieux identifier les sources de fluctuations de cette variable. De plus, cette approche est plus compatible avec celle employée au sein de MTP, ce qui facilite les comparaisons entre les deux pays. Le Diagramme 1 illustre bien la richesse de l'approche éclectique. Le filtre générant la tendance de la productivité de la main-d'oeuvre est conditionné par les résultats de deux SVAR. Le premier identifie la tendance de la productivité de la main-d'oeuvre du secteur des entreprises non agricoles. Ce SVAR repose notamment sur une relation de cointégration entre les salaires réels et la productivité moyenne non agricole. Le deuxième SVAR estime un écart entre le niveau de production du secteur manufacturier et le niveau de la capacité non accélérationniste (c.-à-d. un taux d'utilisation de la capacité non accélérationniste - TUCNA). La présence d'un écart de TUCNA au sein du filtre de la productivité permet de mieux capter l'effet des cycles économiques. L'intrant travail dépend de cinq SVAR: deux pour identifier le TCNA et trois pour identifier le taux d'activité d'équilibre. Dans le but de tenir compte des changements démographiques, nous estimons un SVAR pour le taux de chômage de la population active âgée de moins de 25 ans et un autre pour la population active âgée de 25 ans et plus. Les TCNA provenant de ces deux SVAR sont ensuite combinés pour donner un TCNA pour l'ensemble de la population active. Le TCNA ainsi obtenu conditionne le filtre appliqué au taux de chômage. D'une façon similaire, nous estimons un SVAR pour le taux d'activité de la population âgée de moins de 25 ans, un autre pour les femmes âgées de 25 ans et plus et un dernier pour les hommes âgés de 25 ans et plus. Les résultats de ces trois SVAR sont ensuite combinés pour produire un taux d'activité d'équilibre pour l'ensemble de la population. Ce taux d'équilibre conditionne le filtre servant à générer la tendance du taux d'activité. Il est à noter que certains déterminants de la tendance du taux d'activité diffèrent d'un groupe d'âge à un autre.

2. Nous employons le niveau de la population observé, car il est peu probable que cette variable soit affectée par les cycles économiques.

Diagramme 1


PIB POTENTIEL
Filtre générant la tendance de la productivité
Tendance de l'intrant travail
Filtre du TCNA
Population
Filtre du taux d'activité
Filtre des heures
Poids des jeunes
Poids des jeunes
Poids des femmes
SVAR générant la tendance de la productivité du secteur non-agricole
SVAR générant le TCNA des moins de 25 ans
SVAR générant le TCNA des plus de 25 ans
SVAR générant la tendance du taux d'activité des moins de 25 ans
SVAR générant la tendance du taux d'activité des femmes
SVAR générant la tendance du taux d'activité des hommes
Relation de cointégration entre les salaires réels et la productivité
Chocs d'offre résiduels
Chocs d'offre résiduels
Chocs d'offre résiduels
Chocs d'offre résiduels
Chocs d'offre résiduels
SVAR générant l'écart du TUCNA du secteur manufacturier
Tendance du taux des taxes sur la masse salariale
Tendance du taux des taxes sur la masse salariale
Tendance de la générosité des prestations d'assurance chômage
Tendance du taux des transferts liés aux enfants à charge
Tendance du taux des transferts liés aux pensions et aux programmes de santé
Chocs affectant la tendance de la productivité du secteur manufacturier
Chocs affectant la tendance de l'intrant travail du secteur manufacturier

2.4 Spécification des SVAR

Cette section décrit la spécification des sept SVAR utilisés au sein de l'approche éclectique. La sous-section 2.4.1 traite du choix des variables introduites dans chaque SVAR, alors que la sous-section 2.4.2 présente les hypothèses retenues en ce qui a trait à l'ordonnancement des variables, au nombre de retards et au niveau d'intégration des variables.

2.4.1 Choix des variables

L'approche des SVAR permet de décomposer le niveau d'une variable non stationnaire en composantes temporaires et permanentes. Le modèle effectue cette décomposition sur la base des renseignements contenus dans les variables du VAR. Par conséquent, les résultats sont souvent sensibles au choix des variables, qui est dicté à la fois par la théorie et par la littérature empirique.

Il va de soi que la variable d'intérêt doit faire partie du modèle. De plus, il est important d'ajouter une variable nominale (ex. le taux d'inflation, le taux de croissance des salaires nominaux) afin de permettre au modèle de distinguer les variations nominales des variations réelles. Ceci est essentiel si on veut identifier adéquatement les composantes temporaires (facteurs de demande) et permanentes (facteurs d'offre)[3].

Puisque le taux d'activité et le taux de chômage sont des variables du secteur du travail, la variable nominale utilisée est le taux de croissance des salaires nominaux. De plus, en raison de la relation étroite qui existe entre les salaires réels et la productivité du travail, le taux de croissance des salaires nominaux est également utilisé dans les SVAR générant la tendance de la productivité de la main-d'oeuvre et du TUCNA. Le SVAR servant à estimer la tendance de la productivité tient également compte d'une relation de cointégration entre les salaires réels et la productivité.

Les taux d'intérêt réels aident aussi à identifier les composantes temporaires des variables macroéconomiques. Par conséquent, de façon à tenir compte des effets de la politique monétaire, nous introduisons le taux d'intérêt réel des fonds fédéraux. Le taux d'intérêt réel des obligations gouvernementales à 10 ans est également ajouté afin de capter d'autres types de chocs de demande (ex. chocs affectant l'investissement des entreprises, chocs de politique budgétaire).

3. Par exemple, selon la théorie, la tendance de l'inflation est un phénomène essentiellement monétaire. Par conséquent, la présence de l'inflation dans le modèle et l'identification de sa tendance qui en découle, permet à ce dernier d'identifier les chocs monétaires.

Finalement, les variables liées aux chocs d'offre sont introduites. Ces variables diffèrent selon la composante du PIB potentiel à estimer. Les variables d'offre a retenir ont été sélectionnées à l'aide des critères suivants :

- les chocs affectant la tendance de la variable d'offre expliquent-ils une part appréciable et statistiquement significative des fluctuations de la variable d'intérêt (ex. le taux de chômage) à long terme? Si la réponse est négative, cette variable n'est pas un déterminant de la tendance de la variable d'intérêt.
- la réaction de la variable d'intérêt à un choc touchant la tendance de la variable d'offre comporte-t-elle une composante temporaire? Si oui, la décomposition en éléments permanents et cycliques pourrait ne plus être valable puisque la tendance pourrait être contaminée par la composante cyclique. Une façon d'évaluer l'importance de ce problème consiste à observer le signe de la corrélation des réactions de la variable d'intérêt et du taux de croissance des salaires à un choc donné.
- l'introduction de la variable liée à l'offre au sein du modèle affecte-t-elle les résultats? Dans la négative, la présence de la variable ne fait qu'ajouter des paramètres supplémentaires, ce qui augmente l'incertitude entourant les estimations.
- les chocs affectant la tendance de la variable liée à l'offre expliquent-ils une part importante des fluctuations des salaires nominaux à long terme. Si tel est le cas, certains chocs affectant la tendance de la variable d'intérêt auront un effet permanent sur l'inflation. La tendance de la variable pourrait alors être contaminée par des chocs monétaires.

En résumé, tous les SVAR comprennent les variables suivantes : le taux de croissance des salaires nominaux, le taux d'intérêt réel des fonds fédéraux et le taux d'intérêt réel de long terme.

La recherche empirique sur les déterminants de la tendance du taux de chômage (TCNA) américain est assez étoffée. Parmi les principales études, mentionnons celles de Blanchard et Katz (1997), Gordon (1998), Staiger, Stock et Watson (2001), Katz et Krueger (1999) et finalement Cohen, Dickens et Posen (2001). Selon ces études, les facteurs affectant le TCNA sont, entre autres, les politiques gouvernementales (le salaire minimum, la générosité des programmes sociaux, etc.), la composition de la population active (l'importance relative des jeunes, des hommes, des femmes par exemple), le taux de syndicalisation des employés et le taux d'incarcération[4].

Plus récemment Ball et Mankiw (2002) ainsi que Hatton (2002) pour le Royaume-Uni ont soutenu que la croissance de la productivité pourrait être un déterminant du TCNA. Ces auteurs ont trouvé qu'une mesure de l'écart entre le taux de croissance de la productivité courante et une moyenne mobile sur plusieurs années des taux de croissance de la productivité passée est fortement corrélée avec les mouvements du TCNA.

4. Les pratiques en matière de ressources humaines ainsi que la mondialisation des marchés ont également été citées comme déterminants potentiels du TCNA aux États-Unis.

Le Tableau 1 présente les variables liées à l'offre que nous avons envisagé d'introduire au sein du SVAR générant le TCNA. Sur la base des critères énumérés précédemment, nous n'avons retenu qu'une seule variable, soit la taxe sur la masse salariale. Toutefois, de façon à tenir compte des effets de changements de la composition de la population active sur le TCNA, nous estimons deux SVAR formés des mêmes variables explicatives. Le premier génère un TCNA correspondant à la tranche d'âge allant de 16 à 24 ans et l'autre un TCNA pour la population active âgée de 25 ans et plus. Par conséquent, comme nous l'avons vu au Diagramme 1, la projection du TCNA agrégé dépend des facteurs suivants :

- l'évolution projetée du poids relatif des jeunes dans la population active;
- toutes les politiques publiques ayant un effet sur la taxe sur la masse salariale;
- la présence de chocs d'offre résiduels dont on ne connaît pas la source.

Tableau 1 : Variables dont la tendance est potentiellement liée à celle du taux de chômage

1. Politiques publiques	Générosité relative des prestations d'assurance-chômage[a]
	Taux des paiements de transfert aux individus[b]
	Taux des paiements de transfert totaux [c]
	Taille de l'État
	Taxe sur la masse salariale
	Salaire minimum / salaire nominal
	Proportion des chômeurs recevant des prestations d'assurance-chômage
2. Taux de syndicalisation des employés	
3. Écart de productivité (mesure de Ball et Mankiw)	
4. Taux d'incarcération	

a. Prestations totales divisées par le nombre de chômeurs / PIB nominal divisé par le nombre d'emplois. Nous avons également testé la variable suivante : Prestations totales divisées par le nombre de chômeurs/ Salaires totaux divisé par le nombre d'emplois. Ces deux dernières variables sont influencées par le taux effectif des prestations d'assurance-chômage ainsi que par le niveau d'admissibilité au régime d'assurance-chômage. En effet, ces variables sont affectées par le ratio du nombre de prestataires divisé par le nombre de chômeurs.

b. (Transferts aux individus - Prestations d'assurance-chômage)/PIB nominal.

c. Transferts aux individus / PIB nominal

Étant peu affecté par les aléas cycliques, le taux d'activité fluctue peu avec les récessions et les expansions économiques. Les 25 dernières années ont été caractérisées par l'entrée massive des femmes sur le marché du travail et par une baisse du taux d'activité des hommes[5]. Auparavant, des variables telles que l'importance du revenu de travail par rapport aux autres sources de revenu (transferts gouvernementaux, revenus de placements) étaient utilisées pour expliquer les variations du taux d'activité (Andersen 1978). La recherche plus récente montre que ce sont les facteurs démographiques qui prédominent. Shimer (2001) montre que le taux d'activité est influencé de façon significative par le poids relatif des jeunes au sein de la population active, alors que Micheal (1985) et Shank (1998) traitent de l'effet sur le taux d'activité de l'entrée massive des femmes sur le marché du travail. L'essentiel de l'augmentation du taux d'activité total est imputable à la hausse du taux d'activité des femmes, qui, elle, est tributaire de facteurs sociaux difficiles à quantifier à l'aide d'une variable. Johnson et Skinner (1986) ainsi que Parkman (1992) analysent les liens entre les divorces et le taux d'activité des femmes.

Malgré la faible variabilité du taux d'activité, nous tentons d'en extraire une composante cyclique. Afin de tenir compte de ces changements démographiques, nous estimons trois SVAR pour le taux d'activité d'équilibre. Le premier génère une tendance du taux d'activité des hommes et des femmes âgés de 16 à 24 ans. Les deux autres SVAR identifient une tendance du taux d'activité des femmes et des hommes âgés de 25 ans et plus. Nous avons envisagé d'introduire les variables pouvant affecter de façon permanente le salaire de réserve de chacun de ces groupes. Le Tableau 2 énumère ces variables.

5. La baisse du taux d'activité des hommes a un lien direct avec la hausse de celui des femmes. Ceci peut s'expliquer par le fait que l'entrée des femmes sur le marché du travail est venu augmenter les revenus des ménages, ce qui a permis à certains hommes de diminuer leur offre de travail.

Tableau 2 : Variables dont la tendance est potentiellement liée à celle du taux d'activité

1. Politiques publiques	Générosité relative des prestations d'assurance-chômage[a] (jeunes)
	Taux des transferts aux particuliers[b]
	Taux des transferts totaux [c]
	Taille de l'État
	Salaire minimum / salaire nominal (jeunes)
	Revenu hors travail / revenu du travail (hommes)
	Taux des transferts liés aux pensions et aux services médicaux (hommes)
	Taux des transferts pour enfants à charge (femmes)
2. Taux de divorces (femmes)	
3. Prix relatif de l'éducation: IPC éducation / IPC total (jeunes)	

a. Prestations totales divisées par le nombre de chômeurs / PIB nominal divisé par le nombre d'emplois. Nous avons également testé la variable suivante : Prestations totales divisées par le nombre de chômeurs / Salaires totaux divisé par le nombre d'emplois. Ces deux dernières variables sont influencées par le taux effectif des prestations d'assurance-chômage ainsi que par le niveau d'admissibilité au régime d'assurance-chômage. En effet, ces variables sont affectées par le ratio du nombre de prestataires divisé par le nombre de chômeurs.

b. (Transferts aux individus - Prestations d'assurance-chômage)/PIB nominal.

c. Transferts aux individus/PIB nominal

Le SVAR identifiant la tendance du taux d'activité des jeunes comprend la générosité des prestations d'assurance-chômage, alors que ceux servant à estimer la tendance du taux d'activité des femmes et des hommes comprennent, respectivement, le taux des transferts pour enfants à charge et le taux des transferts liés aux pensions et aux services médicaux. Par conséquent, la tendance projetée du taux d'activité agrégé est fonction des facteurs suivants :

- l'évolution projetée du poids relatif des femmes dans la population;
- l'évolution projetée du poids relatif des jeunes dans la population;
- toutes les politiques publiques affectant les transferts liés aux enfants à charge (taux d'activité des femmes) et aux services médicaux et pensions (taux d'activité des hommes);
- toutes les politiques gouvernementales ayant un effet sur la générosité relative des prestations d'assurance-chômage (taux d'activité des jeunes);
- les chocs d'offre résiduels dont on ne connaît pas la source.

Afin d'exploiter la relation de long terme entre la productivité de la main-d'oeuvre (PIB non agricole par heures travaillées) et les salaires réels, nous avons estimé un écart de salaire[6] et l'avons ajouté au SVAR identifiant la tendance de la productivité moyenne de la main-d'oeuvre.

6. En log. Écart des salaires = Salaires réels - 0,62*(Productivité moyenne de la main-d'oeuvre).

Finalement, le SVAR estimant le TUCNA comprend la productivité moyenne du secteur manufacturier. Le Tableau 3 montre les variables introduites au sein des sept SVAR. Tous les SVAR sont composés de cinq variables et sont estimés sur la période échantillonale la plus longue possible (selon la disponibilité des données). Dans le cas des SVAR du TCNA et du TUCNA, l'échantillon débute au deuxième trimestre de 1960 et prend fin au deuxième trimestre de 2002. Pour ce qui est des SVAR du taux d'activité et de la productivité, l'échantillon commence au second trimestre de 1967[7] et prend fin au deuxième trimestre de 2002.

Tableau 3 : Variables introduites dans les sept SVAR de l'étude

Variables[a]	SVAR						
	TCNA		Tendance du taux d'activité			Tendance de la productivité	TUCNA
	Jeunes	Autres	Jeunes	Femmes	Hommes		
Taxe sur la masse salariale	✓	✓					
Générosité des prestations d'assurance-chômage			✓				
Générosité des transferts pour enfants à charge				✓			
Générosité des transferts liés aux pensions et aux services médicaux					✓		
Productivité moyenne du secteur manufacturier							✓
Taux de croissance des salaires nominaux	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Taux d'intérêt réel de court terme	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Taux d'intérêt réel de long terme	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Écart de salaire						✓	

a. À ces variables il faut ajouter la variable d'intérêt. Par exemple, le SVAR générant le TCNA des jeunes comprend le taux de chômage des jeunes ainsi que les variables sélectionnées dans la deuxième colonne du Tableau 3.

7. La période échantillonale du SVAR de la productivité a été sélectionnée de façon à obtenir des résultats statistiquement significatifs en ce qui a trait à la cointégration de la productivité et des salaires réels.

2.4.2 Ordonnancement, nombre de retards et niveau d'intégration des variables

L'approche des SVAR permet d'identifier le modèle structurel qui sous-tend un modèle estimé de forme réduite (c.-à-d. le VAR) à l'aide d'un miminum de restrictions imposées aux effets à long terme des chocs structurels. L'ordonnancement des variables au sein du modèle découle des décisions relatives aux restrictions imposées. Si la théorie prévoit que les chocs affectant la tendance d'une variable donnée ont un effet sur la tendance de la variable d'intérêt, cette variable est insérée avant la variable d'intérêt. Par exemple, la taxe sur la masse salariale est introduite avant le taux de chômage dans l'ordonnancement des variables du SVAR servant à identifier le TCNA. Seules les hypothèses entourant l'emplacement de la variable d'intérêt au sein de l'ordonnancement des variables affectent la décomposition de la variable d'intérêt en éléments transitoire et permanent totaux. L'ordonnancement des autres variables les unes par rapport aux autres n'a pas d'effet sur cette décomposition.

Le nombre de retards introduits dans les VAR a été sélectionné à l'aide de tests de rapport de vraisemblance, suivant une stratégie allant du général au spécifique à partir de huit retards. Dans tous les cas, cette méthode a conduit à la sélection de huit retards. Nous avons testé la sensibilité des résultats en estimant des modèles reposant sur six et dix retards et les résultats étaient qualitativement les mêmes pour l'ensemble des VAR.

Selon les résultats des tests de racine unitaire effectués sur la période 1960-2002, toutes les variables, exception faite du niveau des taux d'intérêt réels de court et de long terme, sont stationnaires en première différence. Par conséquent, nous introduisons les variables du modèle en première différence (ou en taux de croissance). Dans le cas du secteur non agricole, les tests de Johansen et de Engle-Granger indiquent que la productivité moyenne et les salaires réels sont cointégrés. La part de l'intrant travail implicite au vecteur de cointégration est de 62 %.

3. Résultats

La section décrivant les résultats se divise en quatre parties. La première décrit les résultats du modèle identifiant le TCNA. La seconde partie présente les résultats du modèle générant le taux d'activité d'équilibre. La troisième montre les résultats du modèle estimant la tendance de la productivité. La dernière section contient une analyse des résultats concernant le PIB potentiel généré selon l'approche éclectique.

3.1 TCNA

Cette section est composée de trois parties portant respectivement sur l'estimation du TCNA de la population active âgée de moins de 25 ans, de la population active âgée de 25 ans et plus et finalement de l'ensemble de la population active. Dans tous les cas, la variable d'offre retenue est la taxe sur la masse salariale. En théorie, une augmentation de la tendance de la taxe sur la masse salariale devrait inciter les employeurs à réduire la taille de leurs effectifs, ce qui devrait provoquer une hausse du chômage structurel. Le filtre générant le taux de chômage structurel repose sur l'information contenue dans ces trois TCNA.

3.1.1 SVAR générant le TCNA de la population active de moins de 25 ans

La composante cyclique du taux de chômage naturel des jeunes est relativement importante. Comme l'indique le Tableau 4, à l'impact, une part de 71 % de la variance du taux de chômage de ce groupe est expliquée par des facteurs de demande. La variance de la composante transitoire du taux de chômage des moins de 25 ans est environ trois fois supérieure à celle des 25 ans et plus, ce qui indique une plus grande sensibilité du taux de chômage des jeunes aux phénomènes cycliques.

À long terme, 40 % de la variance du TCNA des jeunes est expliquée par des chocs affectant la tendance de la taxe sur la masse salariale, alors que le reste est imputable aux chocs d'offre résiduels. Un choc entraînant une augmentation permanente de la taxe sur la masse salariale provoque une hausse permanente du taux de chômage des jeunes. Comme on le souhaitait, peu importe l'horizon, les chocs affectant la tendance du taux de chômage n'influent pas sur le rythme de croissance des salaires nominaux de façon statistiquement significative. En moyenne, 85 % de la tendance des salaires nominaux est attribuable à la demande.

Tableau 4 : Décomposition de la variance du niveau du taux de chômage des jeunes

Horizon (trimestres)	Offre	Demande
1	29	71
4	43	57
8	47	53
16	50	50
32	77	23
∞	100	0

Le Graphique B.1 (en annexe) illustre le niveau et la tendance du taux de chômage des jeunes, alors que le Graphique B.3 présente la composante transitoire du taux de chômage de ce groupe. Le taux de chômage d'équilibre des jeunes est actuellement estimé à environ 10,5 %. Ces graphiques montrent bien qu'il y a une offre excédentaire assez importante sur le marché du travail des jeunes aux États-Unis. Selon les résultats, l'écart entre le taux de chômage et son équilibre s'est établi à près de 1,3 point de pourcentage au deuxième trimestre de 2002. La récession du début des années 1980 a été très pénible pour ce groupe, dont l'écart de taux de chômage a grimpé jusqu'à près de 4,5 points de pourcentage.

3.1.2 SVAR générant le TCNA de la population active de 25 ans et plus

La composante cyclique du taux de chômage des plus de 25 ans est du même ordre de grandeur que celle des jeunes. Comme l'indique le Tableau 5, à l'impact, une part de 83 % de la variance du taux de chômage de ce groupe est expliquée par des facteurs de demande. À long terme, 55 % de la variance du TCNA des 25 ans et plus est expliquée par des chocs affectant la tendance de la taxe sur la masse salariale, alors que le reste est imputable aux chocs d'offre résiduels. Ceci peut sembler beaucoup pour cette variable. Or, rappelons que cette part représente *tous* les chocs affectant la tendance de la taxe sur la masse salariale. Par exemple, il est possible qu'une hausse de la générosité de certains programmes sociaux sous-tende une hausse de la taxe sur la masse salariale afin de financer ces programmes. Dans ce contexte, la taxe sur la masse salariale peut capter à la fois l'effet sur le taux de chômage des décisions des employeurs face à cette taxe et l'effet de changements dans la générosité des programmes sociaux.

Tableau 5 : Décomposition de la variance du niveau du taux de chômage de la population active âgée de 25 ans et plus

Horizon (trimestres)	Offre	Demande
1	17	83
4	30	70
8	40	60
16	48	52
32	72	28
∞	100	0

Comme on le prévoyait, un choc entraînant une augmentation permanente de la taxe sur la masse salariale provoque une hausse permanente du taux de chômage des 25 ans et plus. Tout comme pour les jeunes, peu importe l'horizon, les chocs affectant la tendance du taux de chômage des

25 ans et plus n'influencent pas le rythme de croissance des salaires nominaux de façon statistiquement significative. En moyenne, 85 % de la tendance des salaires nominaux est imputable à la demande.

Le Graphique B.2 illustre le niveau et la tendance du taux de chômage des 25 ans et plus, alors que le Graphique B.3 présente la composante transitoire du taux de chômage de ce groupe. Le taux de chômage d'équilibre des 25 ans et plus est estimé à environ 3,5 % au deuxième trimestre de 2002, valeur nettement inférieure à celle des jeunes. Ces graphiques montrent que l'offre excédentaire sur le marché du travail des 25 ans et plus est semblable à celle des jeunes. En effet, le déséquilibre s'est établi à un peu plus de 1,0 point de pourcentage en fin d'échantillon. L'amplitude de la variation de la composante transitoire des 25 ans et plus est nettement inférieure à celle des 25 ans et moins. Ce graphique illustre bien à quel point l'emploi chez les jeunes est plus sensible à la conjoncture.

3.1.3 TCNA agrégé

Le Graphique B.4 présente deux mesures du TCNA. La première, en pointillé, illustre le TCNA obtenu en calculant une somme pondérée, avec leurs poids respectifs au sein de la population active, du TCNA des jeunes et du TCNA des 25 ans et plus générés à l'aide des SVAR. En fin d'échantillon, les moins de 25 ans représentaient 16 % de la population active, de sorte que le TCNA agrégé est de 4,8 %. La deuxième mesure, en trait continu, est celle obtenue par l'approche éclectique qui utilise un filtre étendu assorti de la première mesure à titre de renseignements conditionnels. Comme on le prévoyait, cette mesure est beaucoup plus lisse que la première. Elle donne aussi un TCNA de 4,8 % en fin d'échantillon. Dans les deux cas, on note une augmentation du taux de chômage structurel durant les années 1970 (allant jusqu'à près de 8,0 %), suivie d'une baisse graduelle au cours des années 1980 et 1990. Ces caractéristiques sont présentes autant dans le TCNA des jeunes que dans celui des 25 ans et plus. Dans l'ensemble, nos résultats sont compatibles avec ceux de Laubach (2001) et Ball et Mankiw (2002).

Le Graphique B.5 illustre les écarts de taux de chômage agrégés générés à l'aide de ces deux mesures. On note que les estimations obtenues sont très similaires, la corrélation entre les deux étant de 0,91. L'écart généré par le SVAR indique des récessions souvent plus profondes que celui de l'approche éclectique. L'offre excédentaire actuelle est autant présente chez les jeunes que chez les 25 ans et plus.

3.2 Tendance du taux d'activité

Cette section se divise en quatre parties. Les trois premières présentent les résultats des trois SVAR servant à générer un taux d'activité agrégé d'équilibre. La dernière analyse les résultats de l'approche éclectique appliquée au taux d'activité. Rappelons que la variable d'offre retenue dans le cas du taux d'activité des jeunes est la générosité des prestations d'assurance-chômage. En théorie, une augmentation de la tendance de cette variable devrait inciter les jeunes à entrer dans la population active. La variable d'offre retenue dans le cas des femmes de 25 ans et plus est la générosité des transferts pour enfants à charge. Dans ce cas, on s'attend à ce qu'une hausse de la tendance de cette variable fasse diminuer le taux d'activité des femmes. Finalement, la variable d'offre utilisée dans le cadre de l'estimation du taux d'activité des hommes de 25 ans et plus est la générosité des transferts liés aux pensions et aux services médicaux. En théorie, une augmentation de la tendance de cette variable devrait affecter négativement la population active. Le filtre générant la tendance du taux d'activité repose sur la combinaison de ces trois SVAR.

3.2.1 SVAR générant la tendance du taux d'activité des jeunes

À l'examen du Tableau 6, on observe que la composante cyclique du taux d'activité des jeunes est relativement peu importante. À l'impact, seulement 23 % des variations du taux d'activité est imputable à des facteurs de demande. Un phénomène similaire est observé dans le cas du taux d'activité des femmes et des hommes âgés de 25 ans et plus. La variance de la composante transitoire du taux d'activité des jeunes est cependant six fois supérieure à celle correspondant aux hommes ou aux femmes âgés de 25 ans et plus. Ce résultat reflète probablement le niveau d'attachement plus faible des jeunes au marché du travail.

À long terme, 10 % de la variance du taux d'activité des jeunes est expliquée par les chocs affectant la tendance de la générosité de l'assurance-chômage, alors que le reste est attribuable aux chocs d'offre résiduels. Tel qu'anticipé, un choc entraînant une augmentation permanente de la générosité des prestations d'assurance-chômage provoque une augmentation permanente du taux d'activité des jeunes. De plus, les chocs affectant la tendance du taux d'activité n'ont pas d'effet statistiquement significatif sur le taux de croissance des salaires nominaux, et ce, à court et à long terme.

Le Graphique C.1 (en annexe) présente le niveau et la tendance du taux d'activité de la population âgée de moins de 25 ans, et le Graphique C.2, la composante cyclique du taux d'activité de la même tranche d'âge. Si la composante transitoire est généralement peu importante, il en va autrement de la situation actuelle. Au cours du deuxième trimestre de 2002, le taux d'activité des

jeunes s'est établi à environ 1,5 point de pourcentage au-dessous du niveau d'équilibre. Une situation similaire s'est produite lors de la récession de 1990-1991. L'effet des récessions de 1980 et de 1982 sur la composante transitoire du taux d'activité des jeunes a été beaucoup plus faible que celui des récessions subséquentes[8].

Tableau 6 : Décomposition de la variance du niveau du taux d'activité des jeunes

Horizon (trimestres)	Offre	Demande
1	77	23
4	73	27
8	84	16
16	93	7
32	97	3
∞	100	0

3.2.2 SVAR générant la tendance du taux d'activité des femmes de 25 ans et plus

À bien des égards, les résultats du SVAR identifiant le taux d'activité d'équilibre des femmes de 25 ans et plus sont similaires à ceux correspondant à la population âgée de moins de 25 ans. À l'impact, un peu moins du quart des fluctuations du taux d'activité des femmes est attribuable à des facteurs de demande. Ce résultat reflète le tracé très lisse du taux d'activité des femmes de 25 ans et plus. De plus, l'entrée massive des femmes au sein de la population active observée au cours des années 1970 et 1980 est vraisemblablement imputable à des facteurs structurels et sociaux.

Ces facteurs sont très difficiles à capter explicitement à l'aide d'une variable. C'est la raison pour laquelle les chocs d'offre résiduels expliquent 87 % de la variance de la tendance du taux d'activité des femmes, alors que les chocs affectant la tendance du taux des prestations pour enfants à charge expliqueraient le reste. Un choc ayant pour effet d'augmenter ce taux de façon permanente entraîne une baisse du taux d'activité des femmes et a un faible effet positif sur les salaires. À long terme, environ 75% de la variance du taux de croissance des salaires nominaux est attribuable à des facteurs de demande.

8. Ceci peut signifier que de plus en plus de jeunes sont retournés à l'école lorsque la conjoncture économique était défavorable.

Le Graphique C.3 présente le niveau et la tendance du taux d'activité des femmes âgées de 25 ans et plus, le Graphique C.4, la composante cyclique du taux d'activité du même groupe. Le taux d'activité des femmes, comme celui des jeunes des deux sexes, se situe actuellement, à un niveau bien inférieur au niveau d'équilibre. Une situation semblable a été observée durant la récession de 1990-1991.

Tableau 7 : Décomposition de la variance du niveau du taux d'activité des femmes de 25 ans et plus

Horizon (trimestres)	Offre	Demande
1	77	23
4	80	20
8	87	13
16	95	5
32	97	2
∞	100	0

3.2.3 SVAR générant la tendance du taux d'activité des hommes de 25 ans et plus

Contrairement au taux d'activité des femmes, le taux d'activité des hommes affiche une nette tendance à la baisse (voir le Graphique C.5). Depuis 1995, on assiste toutefois à une certaine stabilisation. Selon les résultats du SVAR, une partie importante de la baisse du taux d'activité survenue au cours des années 1970 serait imputable à l'augmentation soutenue du taux des transferts liés aux pensions et aux programmes de santé. La situation s'est inversée au cours des années 1980 et durant la seconde moitié des années 1990. Durant ces deux périodes, des chocs ayant diminué la tendance du taux des transferts (vraisemblablement liés à des décisions gouvernementales) ont contribué positivement au taux d'activité des hommes. En moyenne, le SVAR attribue la moitié de la variance de la tendance du taux d'activité des hommes aux chocs affectant la tendance du taux des transferts liés aux pensions et aux programmes de santé. L'effet des chocs d'offre résiduels sur la tendance du taux d'activité des hommes a été important au cours des années 1970 et 1980. Toutefois, depuis 1990, l'importance relative de ces chocs s'est nettement estompée.

Tableau 8 : Décomposition de la variance du niveau du taux d'activité des hommes de 25 ans et plus

Horizon (trimestres)	Offre	Demande
1	77	23
4	79	21
8	85	15
16	91	9
32	96	4
∞	100	0

Le SVAR n'attribue qu'une faible part de la variance du taux d'activité des hommes à des facteurs de demande (seulement 23 % à l'impact). Les chocs de demande expliquent cependant 91 % de la tendance du taux de croissance des salaires nominaux. Les différents chocs ayant un effet permanent sur le taux d'activité des hommes n'ont qu'un effet négligeable et statistiquement non significatif sur le taux de croissance des salaires nominaux tant à court terme qu'à long terme. Selon les résultats présentés au Graphique C.6, les récessions de 1980-1982 et de 1990-1991 ont poussé le taux d'activité des hommes sous le niveau d'équilibre. La récession actuelle n'a toutefois pas encore entraîné une telle situation. En 2002T2, le taux d'activité des hommes a été de 0,1 point de pourcentage plus élevé que le niveau d'équilibre.

3.2.4 Tendance du taux d'activité agrégé

Le Graphique C.7 présente le niveau et la tendance du taux d'activité agrégé obtenu par l'agrégation des taux d'activité d'équilibre provenant des trois SVAR. Les Graphiques C.8 et C.9 comparent l'évolution des composantes cycliques et d'équilibre générées par les SVAR avec celles émanant de l'approche éclectique.

Selon les résultats de l'approche des SVAR, la récession actuelle et celle de 1990-1991 coïncident avec des périodes où le niveau du taux d'activité agrégé est inférieur au niveau d'équilibre. L'offre excédentaire actuelle provient uniquement du taux d'activité des femmes de 25 ans et plus et de la population de moins de 25 ans. Selon les résultats de l'approche des SVAR et de l'approche éclectique, le taux d'activité agrégé d'équilibre a augmenté de 0,5 point de pourcentage entre 1992 et 1997. Cette hausse est presqu'exclusivement liée à une augmentation du taux d'activité des femmes. Depuis 1997, le taux d'activité d'équilibre généré par l'approche des SVAR est pratiquement fixe à 67,0 % (+/- 0,1) alors que celui issu de l'approche éclectique est demeuré

stable à 67,0%. Tel que voulu, le taux d'activité agrégé émanant de l'approche éclectique est une version plus lisse de celui généré par l'approche des SVAR.

La composante cyclique du taux d'activité agrégé générée par l'approche éclectique est fortement corrélée avec celle émanant des SVAR (c.-à-d. 0,71). Les composantes cycliques générées par les deux approches ont également des écarts-types semblables (0,20 pour l'approche éclectique et 0,18 pour l'approche des SVAR).

3.3 Tendance de la productivité moyenne du travail

Le filtre générant la tendance de la productivité du travail repose notamment sur l'information contenue dans deux SVAR. Le premier identifie la tendance de la productivité du travail du secteur non agricole et le deuxième estime un écart de production du secteur manufacturier. Les sections 3.3.1 et 3.3.2 décrivent les résultats de ces deux SVAR. La section 3.3.3 présente les résultats de l'approche éclectique appliquée à la productivité du travail.

3.3.1 SVAR de la productivité du travail du secteur des entreprises non agricoles

Comme il a été mentionné auparavant, le SVAR générant la tendance de la productivité du travail repose entre autres sur une relation de cointégration entre les salaires réels et la productivité marginale. À court terme, les deux tiers des fluctuations de la productivité sont imputables à des facteurs de demande (Tableau 9). Le comportement du modèle est conforme aux attentes. Un choc affectant positivement la tendance de la productivité provoque un ajustement très graduel des salaires réels de sorte que l'écart des salaires diminue à l'impact. À long terme, l'effet sur les salaires réels est égal à celui sur la productivité marginale de la main-d'oeuvre. Finalement, sans que ce résultat soit imposé au modèle, les chocs affectant la tendance de la productivité n'ont pas d'effet permanent sur le taux de croissance des salaires nominaux ni sur le taux d'inflation. Par conséquent, dans ce modèle, la tendance du taux d'inflation n'est liée qu'à des facteurs de demande.

Un choc positif de demande entraîne un effet positif temporaire sur la productivité du travail. Le choc pousse l'écart des salaires à la baisse en raison de la hausse de la productivité, mais également en raison d'un effet négatif sur les salaires réels, qui résulte de la hausse du niveau des prix. À long terme, l'effet sur les salaires réels est neutre, car le choc n'a pas d'effet permanent sur la productivité du travail. L'effet du choc sur les salaires nominaux est proportionnellement identique à l'effet sur le niveau des prix.

Un choc positif aux salaires nominaux est associé à un choc positif de demande. Dans ce cas-ci, le choc provient de pressions sur le marché du travail. Dès l'impact, il affecte positivement les salaires nominaux et les salaires réels. Il entraîne également une réaction positive et cyclique de la productivité du travail. À court terme, puisque le choc provient des salaires nominaux, l'effet sur ces derniers domine et l'écart des salaires est affecté positivement. À long terme, le choc est neutre sur l'ensemble des variables réelles et l'effet est proportionnellement le même sur le taux de croissance des salaires nominaux et le taux d'inflation.

Tableau 9 : Décomposition de la variance du niveau de la productivité du travail

Horizon (trimestres)	Offre	Demande
1	37	63
4	35	65
8	30	70
16	51	49
32	71	29
∞	100	0

Le Graphique D.1 (en annexe) compare l'évolution du niveau et de la tendance (générée par le SVAR) de la productivité du travail du secteur non agricole. Le Graphique D.2 présente le glissement annuel de la tendance et du niveau de la productivité. Finalement, le Graphique D.3 montre l'écart entre le niveau et la tendance de la productivité mesurée à l'aide du SVAR.

Comme on le prévoyait, la productivité du travail est fortement procyclique. En effet, entre 1971 et 1979, le niveau de la productivité est supérieur à celui de la tendance. De plus, au cours des récessions de 1980-1982 et de 1990-1991, le niveau de la productivité est largement inférieur à celui de la tendance. Entre 1996T1 et 2001T4, le niveau de la productivité du travail est systématiquement inférieur à celui de la tendance, et ce, malgré la vigueur de l'activité économique. Ce résultat reflète un rythme de croissance élevé et soutenu de la tendance de la productivité. Le taux de croissance moyen de cette dernière au cours de cette période se fixe à 2,25 %. En 2001T4 et 2002T1, la très forte poussée de la productivité du travail (augmentation moyenne de 7,5 %) est, selon le modèle, largement attribuable à des facteurs temporaires, de sorte que le niveau de la productivité devient plus élevé que celui de la tendance.

3.3.2 SVAR du TUCNA

Comme il a été mentionné précédemment, nous tenons compte de l'écart entre le niveau observé et le niveau de la capacité de production du secteur manufacturier au sein de l'approche éclectique générant la tendance non accélérationniste de la productivité du travail. La présence de l'écart du TUCNA vise à faciliter l'identification des cycles affectant la productivité du travail et à exploiter la qualité des données de la production industrielle. Il est à noter qu'à long terme, le modèle impute 85% de la variance du taux de croissance des salaires nominaux à des facteurs de demande[9]. La capacité de production identifiée par le modèle peut donc, à toutes fins utiles, être considérée comme un niveau de production non accélérationniste. De plus, à l'impact, deux tiers de la variance de la production manufacturière sont expliqués par les chocs de demande.

Le Graphique D.4 montre l'évolution historique de l'écart du TUCNA. Puisque la productivité du secteur manufacturier est introduite dans le SVAR, ce dernier est à même de décomposer l'écart de production en écart de productivité et en écart d'intrant travail. Cette décomposition est présentée au Graphique D.5. Finalement, le Graphique D.6 compare l'évolution de l'écart entre le niveau et la tendance de la productivité du travail identifié par le SVAR présenté à la Section 3.3.1 avec celui provenant du SVAR générant le TUCNA.

Le SVAR du TUCNA capte bien les épisodes de récession et la demande excédentaire importante des années 1970. De plus, le modèle génère une demande excédentaire notable dans le secteur manufacturier à la fin des années 1990. Par la suite, ces déséquilibres se traduisent par une offre excédentaire comparable à celle atteinte lors de la récession de 1990-1991. Le modèle impute l'essentiel de ce cycle récent de demande suivi d'offre excédentaires à des déséquilibres au niveau de l'intrant travail. Entre 1995 et 1999, le niveau de la productivité du travail du secteur manufacturier a été essentiellement compatible avec celui de sa tendance. Après un épisode négatif, la vigueur des données de la productivité de 2001T4 et 2002T1 a ramené la productivité du travail à un niveau légèrement supérieur à la tendance.

Le Graphique D.6 montre que l'écart entre le niveau de la productivité du secteur manufacturier et la tendance identifiée par le SVAR du TUCNA est fortement compatible avec celui généré par le SVAR de la productivité du travail du secteur non agricole.

---

9. La variable nominale du modèle est les salaires nominaux. Les résultats sont pratiquement identiques si nous remplaçons cette variable par le taux d'inflation mesuré à l'aide de l'IPC hors aliments et énergie.

3.3.3 Tendance de la productivité du travail générée par l'approche éclectique

La tendance de la productivité du travail générée par l'approche éclectique repose sur les trois sources d'information suivantes :

- la tendance de la productivité générée par le SVAR de la productivité de secteur non agricole,
- l'écart de TUCNA,
- un filtre.

Le Graphique D.7 présente, en glissement annuel, le niveau et la tendance de la productivité générée par l'approche éclectique. Selon les résultats, depuis 1996, le taux de croissance moyen de la tendance de la productivité (mesurée à l'aide du PIB réel divisé par les heures totales) s'est fixé à 2,25 %, valeur compatible avec la plupart des estimations des autres chercheurs, notamment Oliner et Sichel (2002) et Jorgenson, Ho et Stiroh (2002). Ce résultat est identique à celui obtenu à l'aide du SVAR. Toutefois, comme on le prévoyait, l'approche éclectique génère un sentier beaucoup moins volatile du taux de croissance de la tendance de la productivité. Le Graphique D.8 montre cependant que les deux méthodes produisent des sentiers généralement comparables pour la composante cyclique de la productivité du travail. La corrélation entre les composantes cycliques générées par ces approches est de 0,74.

3.4 PIB potentiel généré par l'approche éclectique

Le PIB potentiel est obtenu en appliquant directement les équations 4 et 5. Le Graphique E.1 (en annexe) présente le profil du PIB potentiel obtenu à l'aide de l'approche éclectique, alors que le Graphique E.2 montre les glissements annuels du PIB potentiel et du PIB réel. Le Graphique E.3 compare, quant à lui, l'écart de production généré par l'approche éclectique avec celui issu du SVAR utilisé actuellement au sein du modèle USM.

Tel qu'anticipé, le profil du glissement annuel du PIB potentiel obtenu avec l'approche éclectique est très lisse. Il montre une accélération du rythme de croissance du PIB potentiel durant la période 1995-1999, qui atteint un sommet de 4,0 % en 1997. Actuellement, il se situe légèrement au dessus de 3,0 %. La vigueur du taux de croissance du PIB potentiel enregistrée au cours de la seconde moitié des années 1990 est attribuable à une chute du TCNA et à une accélération notable du rythme de croissance de la productivité tendancielle. La baisse du TCNA survenue durant la seconde moitié des années 1990 serait, en bonne partie, attribuable à une diminution permanente de la taxe sur la masse salariale. Toutefois, depuis l'an 2000, le TCNA et la taxe sur la masse salariale ont cessé de décroître, ce qui a eu pour effet de réduire le glissement annuel du PIB

potentiel. Une légère décélération de la productivité tentancielle à également contribué au ralentissement du PIB potentiel.

Le profil de l'écart de production généré par l'approche éclectique est généralement comparable à celui issu du SVAR utilisé au sein d'USM. Toutefois, les épisodes d'offre excédentaire de 1975 et de 1981-1982 sont un peu plus profondes selon l'approche éclectique, alors que l'offre excédentaire associée à la récession de 1990-1992 est un peu moins importante. De plus, contrairement au SVAR présentement utilisé au sein d'USM, l'approche éclectique ne génère pratiquement pas d'offre excédentaire entre 1985 et 1988. L'offre excédentaire produite par le SVAR au cours de cette période était d'ailleurs difficile à expliquer.

Fait à remarquer, depuis 2001T3, les deux approches génèrent des scénarios diamétralement opposés. Selon l'approche éclectique, l'offre excédentaire est demeurée relativement stable à 1,8 %, alors que, selon les résultats du SVAR utilisé au sein d'USM, elle s'est pratiquement complètement refermée (offre excédentaire de -0,3 %). Ce résultat est lié au fait que, selon les résultats du SVAR utilisé dans USM, le glissement annuel du PIB potentiel se serait affaissé depuis la seconde moitié de 2001, passant de 3,5 % à 1,2 %. Les différences de résultats sont attribuables à la prise en compte de sources d'information beaucoup plus vastes au sein de l'approche éclectique et à une interprétation différente des récentes révisions apportées aux données des Comptes nationaux (juillet 2002). En effet, les salaires réels et nominaux ont été révisés à la baisse de 3,1 %, alors que la productivité n'a été révisée que de 0,8 %. L'intrant travail a également été révisé à la baisse.

Le SVAR ne tient compte que des révisions apportées aux données de la productivité et du PIB réel. Il ignore complètement les révisions aux données des salaires nominaux et réels. Par conséquent, il impute entièrement les révisions à des chocs d'offre négatifs, puisque les révisions apportées à l'inflation sont nulles.

L'approche éclectique interprète les révisions différemment. Comme il a été mentionné précédemment, cette approche repose en partie sur un SVAR prenant en compte une relation de cointégration entre les salaires réels et la productivité du travail. Les révisions historiques sont compatibles avec une révision à la baisse de la tendance de la productivité, puisque les salaires réels ainsi que la productivité ont été révisés à la baisse. Toutefois, selon le modèle, les révisions ne peuvent pas s'expliquer entièrement par un choc d'offre négatif, car l'ampleur des révisions apportées aux salaires est trois fois plus importante que celles apportées aux données de la productivité[10].

10. Au sein du SVAR de la productivité, un choc affectant la tendance de la productivité du travail entraîne un effet homogène sur le niveau de la productivité, et ce, en tout temps.

De plus, la révision des salaires réels provient entièrement d'une révision des salaires nominaux. Le modèle impute en partie la révision à la baisse des salaires nominaux (et réels) à un choc négatif de demande entraînant une diminution des pressions émanant du marché du travail. Cette observation est compatible avec la révision à la baisse de l'intrant travail et avec les résultats de l'approche éclectique selon lesquels l'intrant travail est maintenant nettement en dessous de son niveau d'équilibre. Au sein du SVAR de la productivité, dès l'impact, ce type de choc de demande négatif affecte négativement les salaires nominaux et réels. Il entraîne également une réaction négative et cyclique de la productivité du travail. À court terme, comme le choc provient des salaires nominaux, l'effet sur ces derniers domine et l'écart des salaires est affecté négativement. Dans un tel cas, l'ajustement des prix suit, avec un certain retard, celui des salaires nominaux.

En somme, selon l'approche éclectique, une combinaison de chocs d'offre négatifs et de chocs de demande négatifs émanant du marché du travail explique entièrement la nature des révisions récentes apportées aux Comptes nationaux. Par conséquent, selon l'approche éclectique, les révisions historiques se traduisent par une révision à la baisse du PIB potentiel et de l'écart de production, alors que, selon le SVAR utilisé au sein d'USM, seul le PIB potentiel est révisé à la baisse.

L'offre excédentaire actuelle est, selon les résultats de l'approche éclectique, entièrement imputable au fait que l'intrant travail se situe nettement sous son niveau d'équilibre. Cette situation est en majeure partie attribuable à un certain écart du taux d'activité (c.-à-d. -0,3 %) et au fait que le taux de chômage excède le TCNA de 1,2 point de pourcentage.

4. Conclusion et suite de la recherche

L'objectif de ce rapport est d'appliquer l'approche éclectique de détermination du PIB potentiel américain. L'approche désagrégée nous a permis de mieux identifier les sources des fluctuations du PIB potentiel. L'estimation du PIB potentiel américain généré à partir de l'approche éclectique a également l'avantage d'être comparable à celle du MTP. Il s'agit là de deux améliorations majeures par rapport au SVAR actuellement utilisé dans USM.

L'écart de production obtenu par l'approche éclectique servira de variable explicative au sein de la courbe de Phillips utilisée dans le nouveau modèle de projection de l'économie américaine qui sera mis au point dans les prochains mois. Or, l'utilisation des filtres, rappelons-le, repose sur la détermination de poids accordés à l'écart quadratique entre la série à estimer et la série observée, ainsi qu'à l'écart quadratique entre la série à estimer et le sentier d'équilibre du SVAR. Dans la présente étude, nous avons utilisé des poids unitaires pour tous les termes de chaque filtre.

La prochaine étape de cette recherche consistera à déterminer des poids optimaux à accorder à ces écarts. Ces poids seront spécifiés sur la base de critères empiriques entourant la qualité des prévisions de l'inflation données par la courbe de Phillips. Plus précisément, nous entendons estimer ces poids de manière récursive. Nous les ferons varier afin de déterminer ceux qui fournissent un écart de production minimisant l'erreur quadratique moyenne des prévisions hors échantillon de la courbe de Phillips.

Bibliographie

Andersen, L. C. (1978). « An Explanation of Movements in the Labour Force Participation Rate, 1957-76 », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, août.

Ball, L. et N. G. Mankiw (2002). « The Nairu in Theory and Practice », NBER Working Paper 8940.

Beveridge S. et C.R. Nelson (1981). « A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle », *Journal of Monetary Economics*, vol 7, n° 2, p. 151-174.

Blanchard O. J. et L. F. Katz (1997). « What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1, p. 51-72.

Blanchard, O. J. et D. Quah (1989). « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol. 79, n° 4, p. 655-673.

Butler, L. (1996). « A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter », Rapport technique n° 77, Banque du Canada, Ottawa.

Cayen, J.-P. et S. van Norden (2002). « La fiabilité des estimations de l'écart de production au Canada », document de travail n° 2002-10, Banque du Canada, Ottawa.

Cohen, J., Dickens, W. T. et A. Posen (2001). « Have the New Human-Resources Practices Lowered the Sustainable Unemployment Rate? ». In : *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?*, publié sous la direction de A. B. Krueger et R. Solow, New York.

Gordon, R.J. (1998). « Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, p. 297-333.

Hatton, T. (2002). « Can Productivity Growth Explain NAIRU? Long-Run Evidence From Brittain, 1871-1999 », Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper 3424.

Hodrick, R. J. et E. C. Prescott (1981). « Post-War U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation », Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science, Northwestern University, Discussion Paper 451.

Johnson, W. R. et J. Skinner (1986). « Labour Supply and Marital Separation », *American Economic Review*, vol. 76, n° 3, p. 455-469.

Jorgenson, D. W., Ho, M. S. et K. J. Stiroh (2002). « Projecting Productivity Growth: Lessons from the U.S. Growth Resurgence », *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta, vol. 87, n° 3.

Katz, L. F. et A. B. Krueger (1999). « The High-Pressure U.S. Labour Market of the 1990s », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, p. 1-65.

Kichian, M. (1999) « Measuring Potential Output within a State-Space Framework », document de travail 1999-9, Banque du Canada, Ottawa.

Kuttner, K. N. (1994). « Estimating Potential Output as a Latent Variable », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12, n° 3, p. 361-368.

Lalonde, R. (1998). « Le PIB potentiel des États-Unis et ses déterminants : la productivité de la main-d'oeuvre et le taux d'activité », document de travail n° 1998-13, Banque du Canada, Ottawa.

Lalonde, R. (2000). « Le modèle USM d'analyse et de projection de l'économie américaine », document de travail 2000-19, Banque du Canada, Ottawa.

Lalonde, R. et A. Rennison (2002). « Le TCNA canadien estimé à l'aide d'un VAR structurel », miméo, Banque du Canada, Ottawa.

Laubach, T. (2001). « Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 83, n° 2, p. 218-231.

Laxton, D. et R. Tetlow (1992). « A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output », Rapport technique n° 59, Banque du Canada, Ottawa.

Micheal, R. T. (1985). « Consequences of the Rise in Female Labour Force Participation Rates: Questions and Probes », *Journal of Labour Economics*, vol. 3, n° 1, 2e partie, p. 117-146.

Oliner, S. D. et D. E. Sichel (2002). « Information Technology and Productivity: Where Are We Now and Where Are We Going? », miméo, Federal Reserve Board.

Parkman, A. M. (1992). « Unilateral Divorce and the Labour-Force Participation Rate of Married Women, Revisited », *American Economic Review*, vol. 82, n° 3, p. 671-678.

Rennison, A. (2002). « Evaluating Output Gap Estimates with a Model Economy », miméo, Banque du Canada, Ottawa.

Shank, S. E. (1998). « Women and the labour market: the link grows stronger », *Monthly Labour Review*, mars.

Shimmer, R. (2001). « The Impact of Young Workers on the Aggregate Labour Market », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, n° 3, p. 969-1008.

St-Amant, P. et S. van Norden (1997). « Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada », Rapport technique n° 79, Banque du Canada, Ottawa.

Staiger, D., Stock, J. H. et M. W. Watson (2001). « Prices, Wages, and the U.S. NAIRU in the 1990s ». In : *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?*, publié sous la direction de A. B. Krueger et R. Solow, New York.

Annexe A

A.1 Structure du SVAR

La représentation moyenne mobile du modèle structurel peut être exprimée de la façon suivante :

$$Z_t = \Gamma(0)\varepsilon_t + \Gamma_1\varepsilon_{t-1} + \Gamma_2\varepsilon_{t-2} + \ldots = \Gamma(L)\varepsilon_t, \tag{A.1}$$

où ε_t représente les chocs et Z_t les variables du modèle structurel. La matrice des effets de long terme des chocs structurels est définie comme suit :

$$\Gamma(1) = \Gamma(0) + \Gamma_1 + \Gamma_2 + \ldots + \Gamma_\infty. \tag{A.2}$$

où, $E(\varepsilon_t\varepsilon_t) = I$. Les éléments de la diagonale sont considérés, aux fins de simplification, comme égaux à 1. Dans le but d'estimer le modèle structurel, la forme réduite autorégressive du modèle est d'abord estimée :

$$Z_t = \sum_{i=1}^{p} \Pi_i Z_{t-i} + e_t, \tag{A.3}$$

où p est le nombre de retards et e_t un vecteur de résidus estimés et où $E(e_t e_t) = \Sigma$.

Étant donné que le processus stochastique est stationnaire, la représentation moyenne mobile est définie par la relation suivante :

$$Z_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \ldots = C(L)e_t \tag{A.4}$$

et, la matrice des effets de long terme des chocs de forme réduite est définie comme suit :

$$C(1) = 1 + C_1 + C_2 + \ldots + C_\infty \tag{A.5}$$

Les résidus de la forme réduite sont donc liés aux résidus structurels de la façon suivante :

$$e_t = \Gamma(0)\varepsilon_t, \text{ d'où} \tag{A.6}$$

$$E(e_t e_t) = \Gamma(0)\Gamma(0)', \text{ puisque } E(\varepsilon_t\varepsilon_t) = I. \tag{A.7}$$

De plus, la matrice des effets de long terme des chocs de forme réduite $C(1)$ est reliée à la matrice équivalente des chocs structurels, $\Gamma(1)$, comme suit :

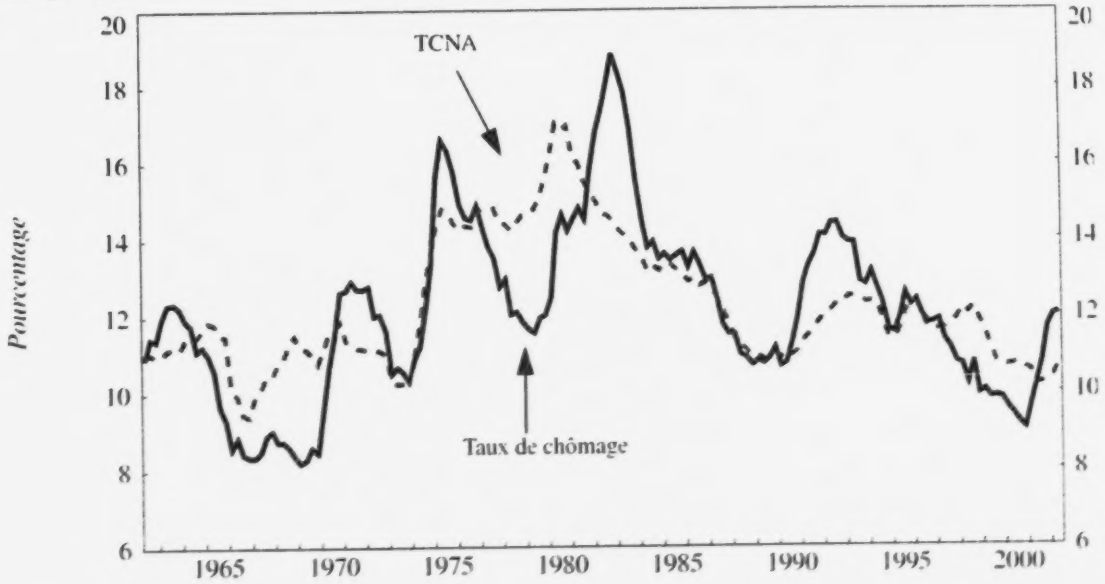
$$\Gamma(1) = C(1)\Gamma(0) \tag{A.8}$$

L'identification du modèle structurel exige d'imposer suffisamment de restrictions pour identifier tous les éléments de $\Gamma(0)$. La décomposition de Blanchard-Quah consiste à imposer des restrictions à la matrice des effets à long terme des chocs structurels [c.-à-d. $\Gamma(1)$] au lieu d'imposer une structure de prédétermination des différentes variables par des restrictions appliquées à la matrice des effets contemporains des chocs structurels [c.-à-d. $\Gamma(0)$]. Puisque Σ est symétrique, nous devons imposer des restrictions supplémentaires. Pour identifier le système, nous posons tout simplement que $\Gamma(1)$ est triangulaire. Compte tenu de ces restrictions, le système d'équations est résoluble et le modèle structurel est identifiable.

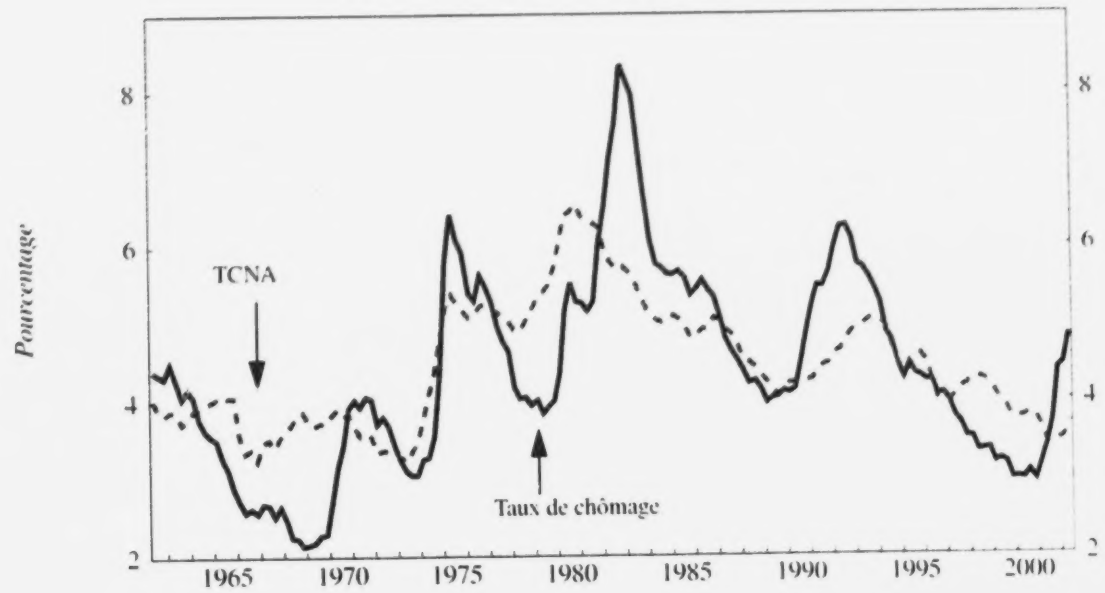
Annexe B

B.1 Résultats du modèle générant le TCNA

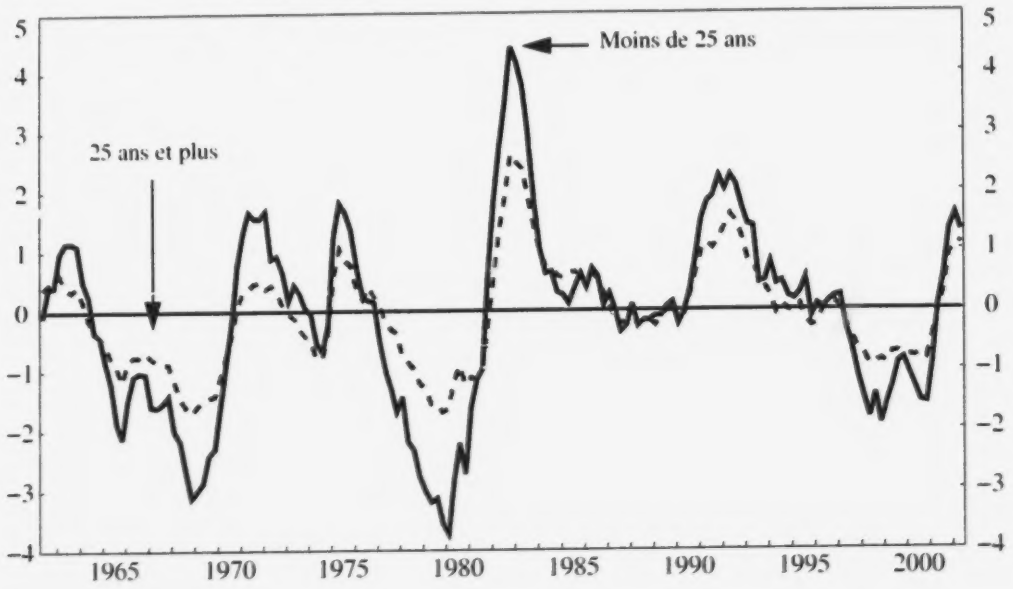
Graphique B.1 : Taux de chômage et TCNA des jeunes (TCNA mesuré à l'aide du SVAR)



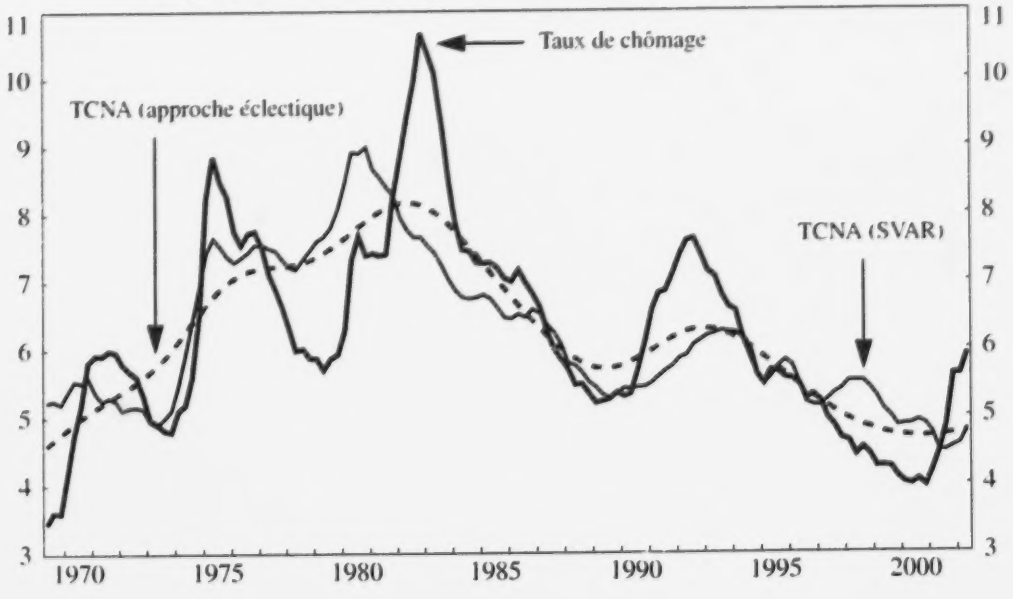
Graphique B.2 : Taux de chômage et TCNA de la population active âgée de plus de 25 ans (TCNA estimé à l'aide d'un SVAR)



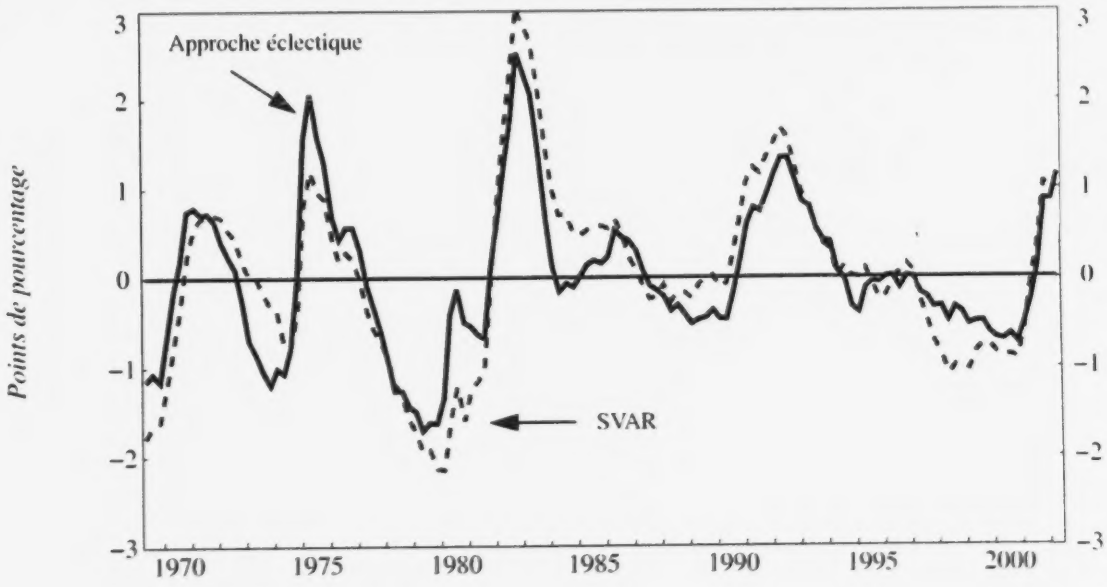
Graphique B.3 : Écarts de taux de chômage



Graphique B.4 : Taux de chômage agrégé et TCNA



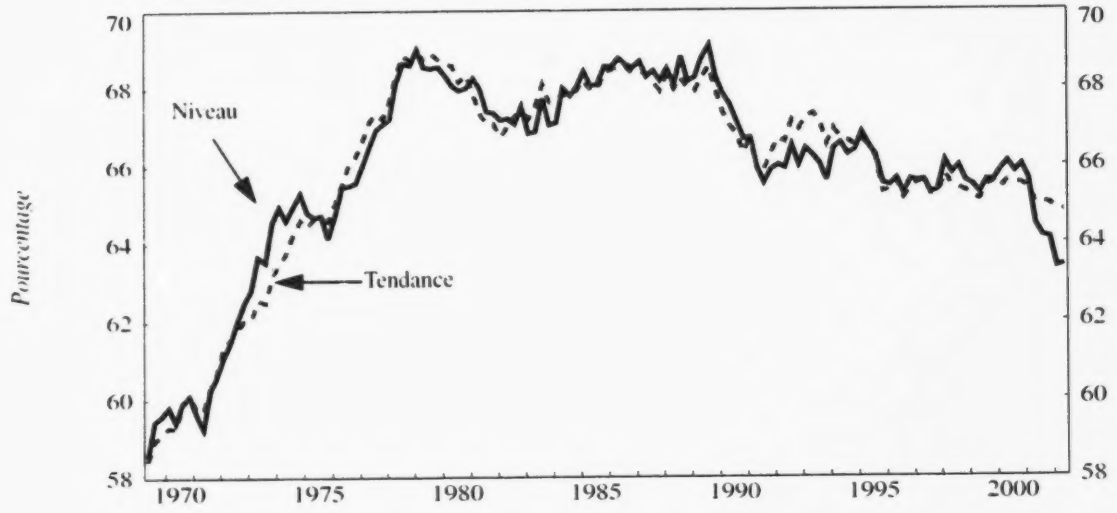
Graphique B.5 : Écart de taux de chômage agrégé



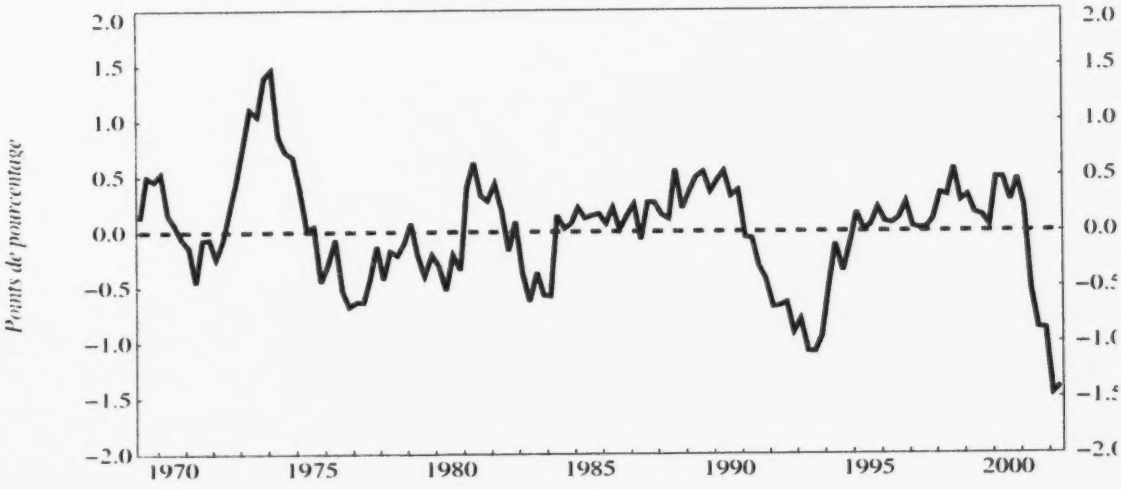
Annexe C

C.1 Résultats du modèle générant la tendance du taux d'activité

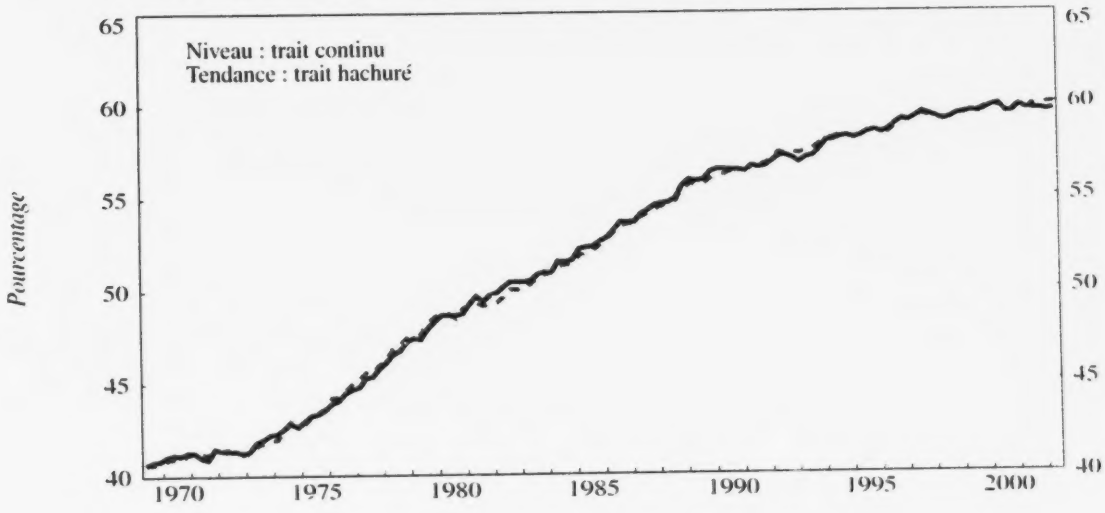
Graphique C.1 : Niveau et tendance du taux d'activité des jeunes



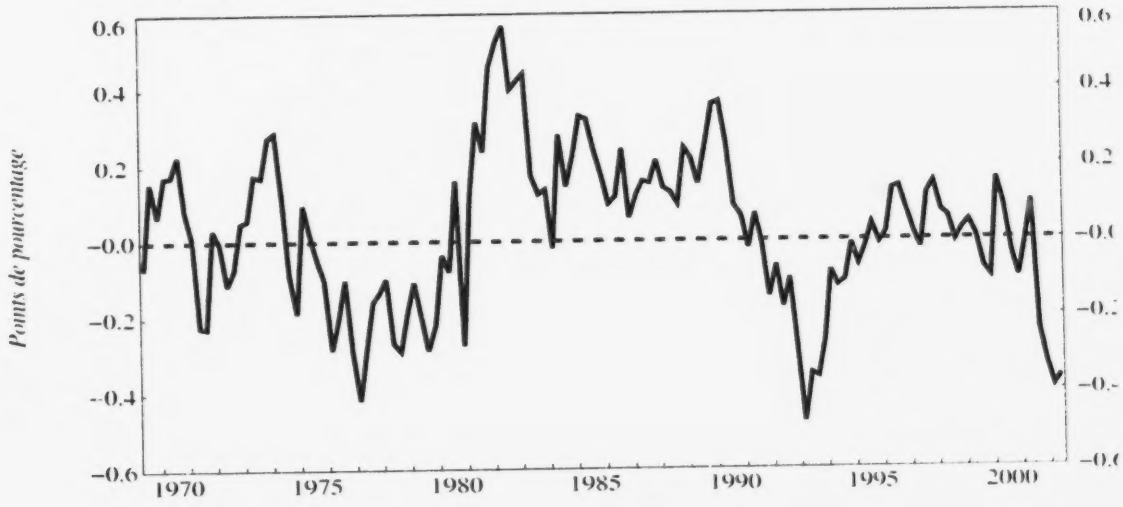
Graphique C.2 : Composante transitoire du taux d'activité des jeunes



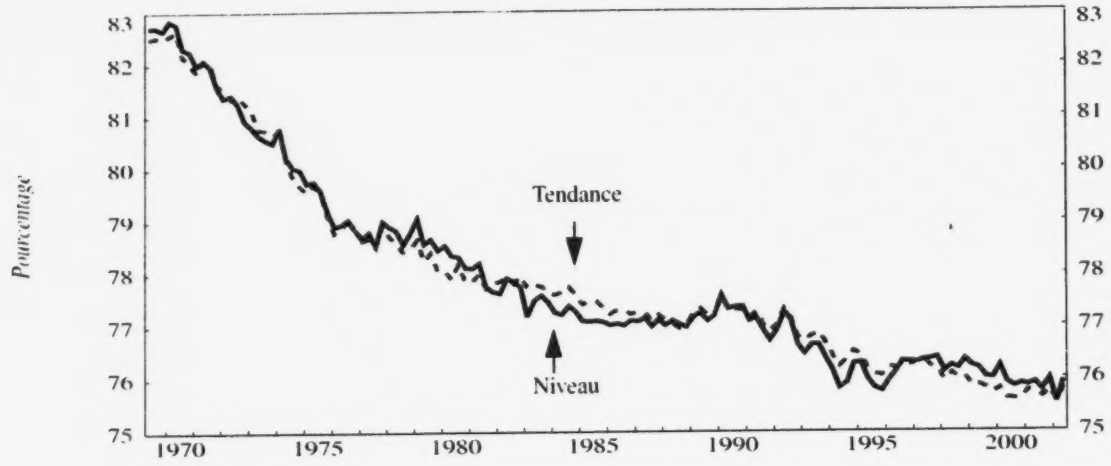
Graphique C.3 : Niveau et tendance du taux d'activité des femmes



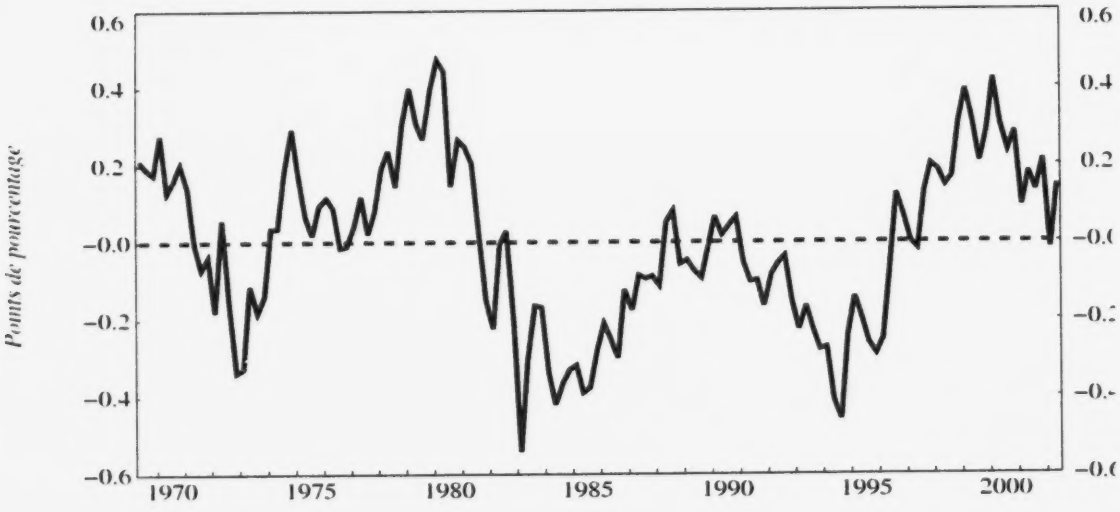
Graphique C.4 : Composante transitoire du taux d'activité des femmes



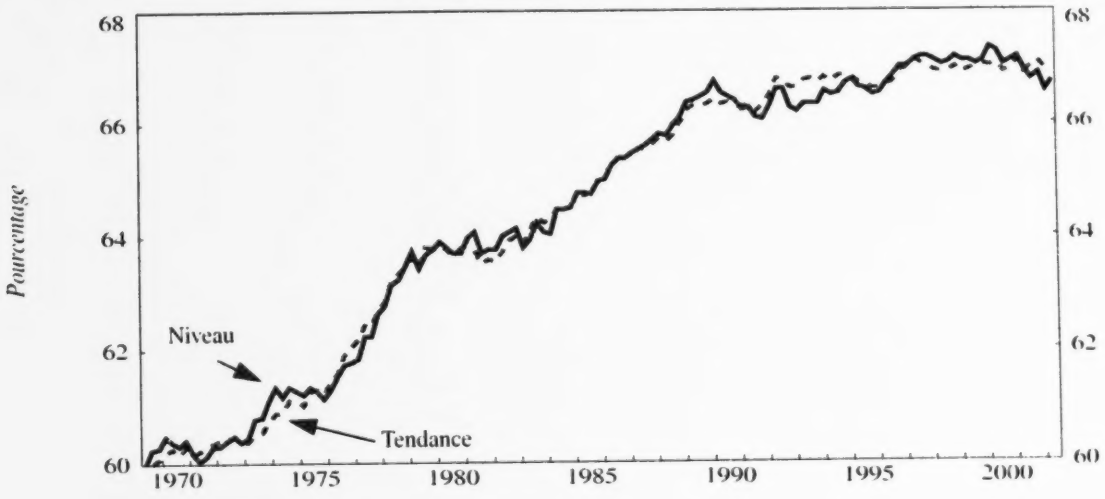
Graphique C.5 : Niveau et tendance du taux d'activité des hommes



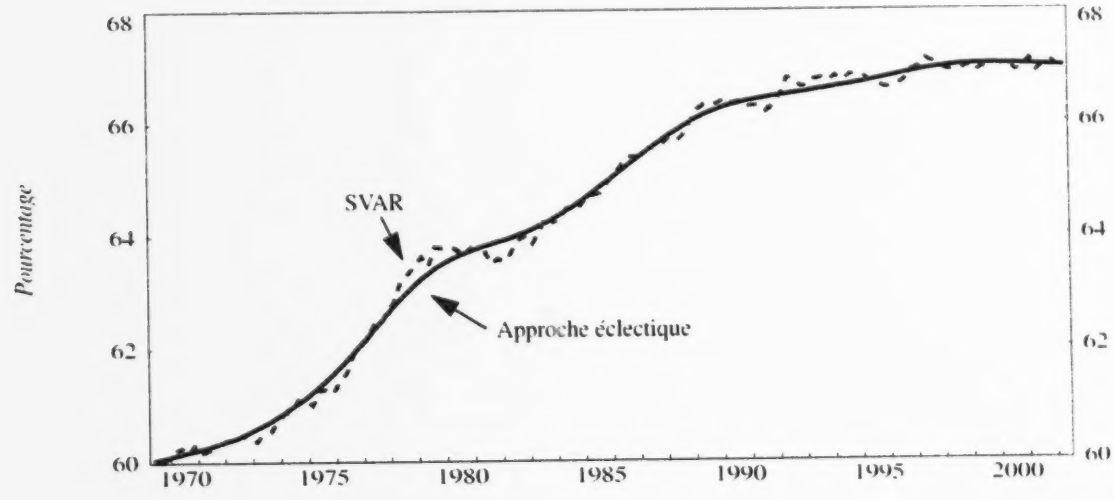
Graphique C.6 : Composante transitoire du taux d'activité des hommes



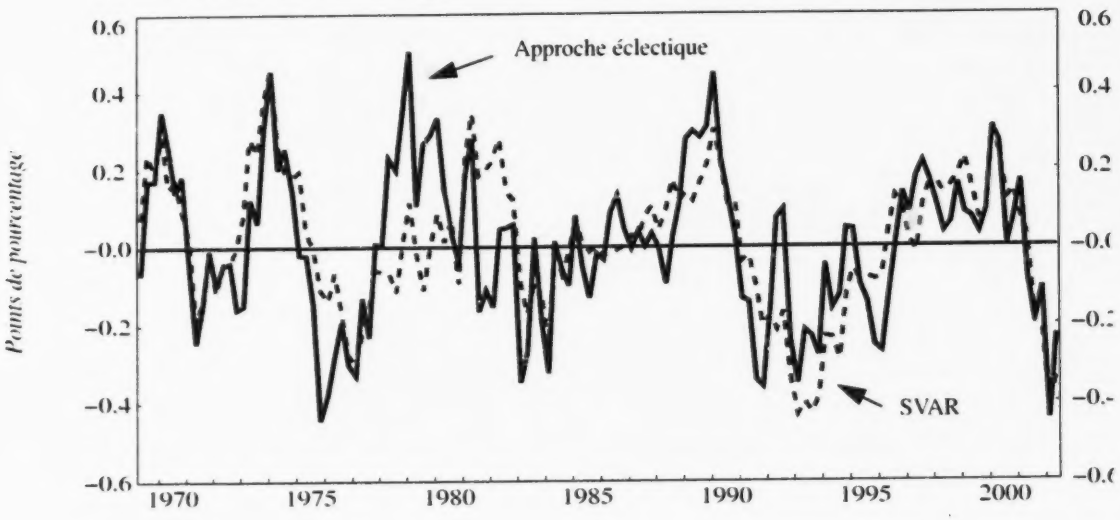
Graphique C.7 : Niveau et tendance du taux d'activité agrégé (tendance générée par l'aggrégation des trois SVAR)



Graphique C.8 : Tendance du taux d'activité agrégé



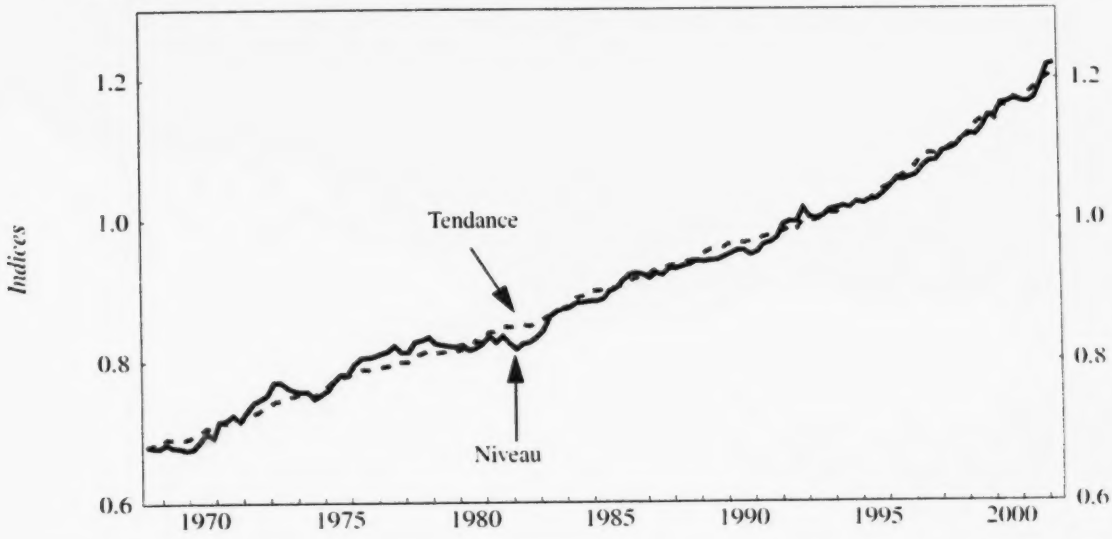
Graphique C.9 : Composante transitoire du taux d'activité agrégé



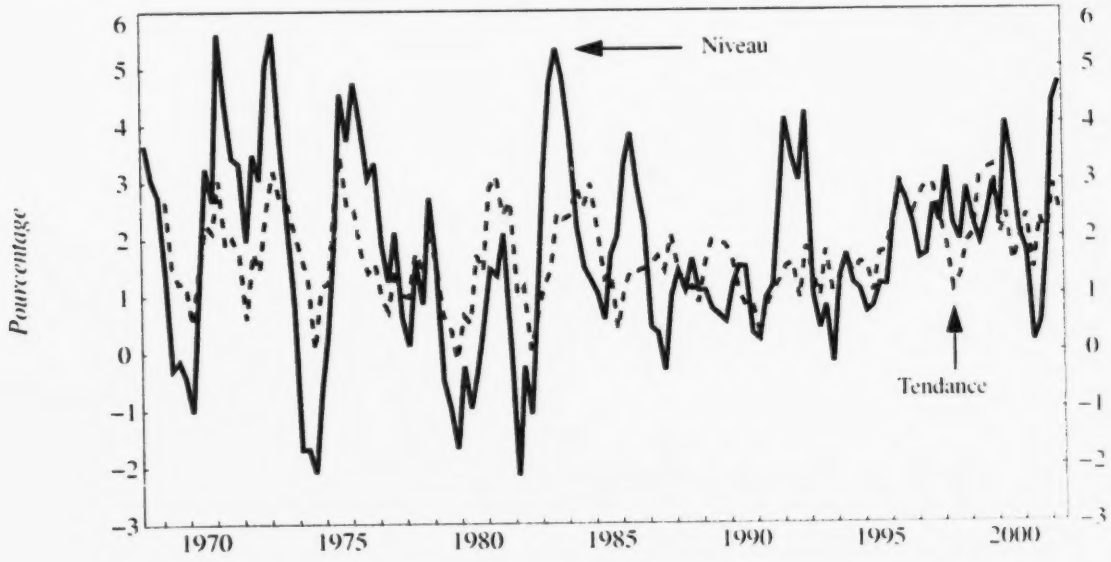
Annexe D

D.1 Résultats du modèle de la productivité de la main-d'oeuvre

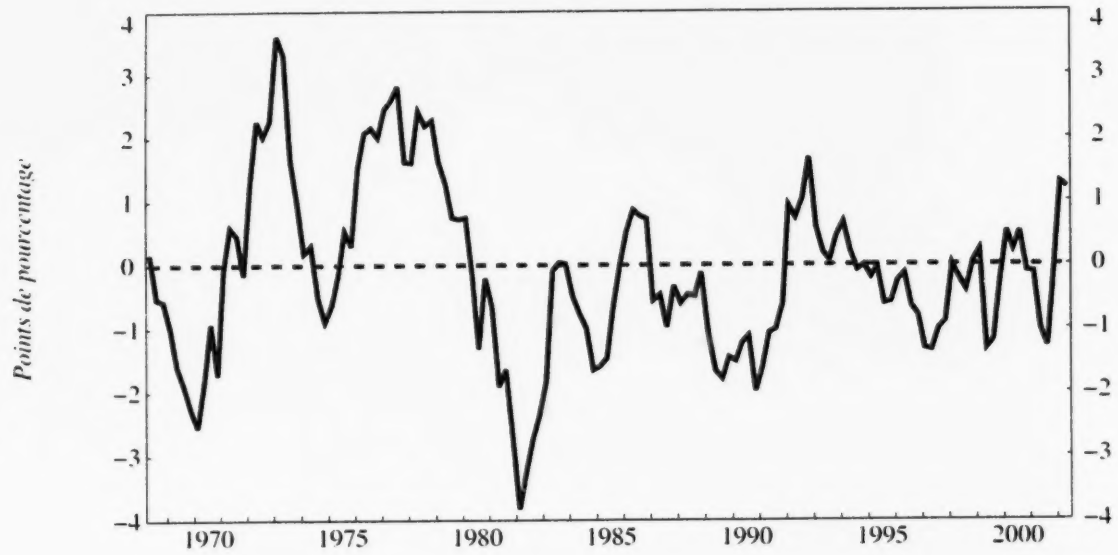
Graphique D.1 : Niveau et tendance de la productivité du secteur non agricole



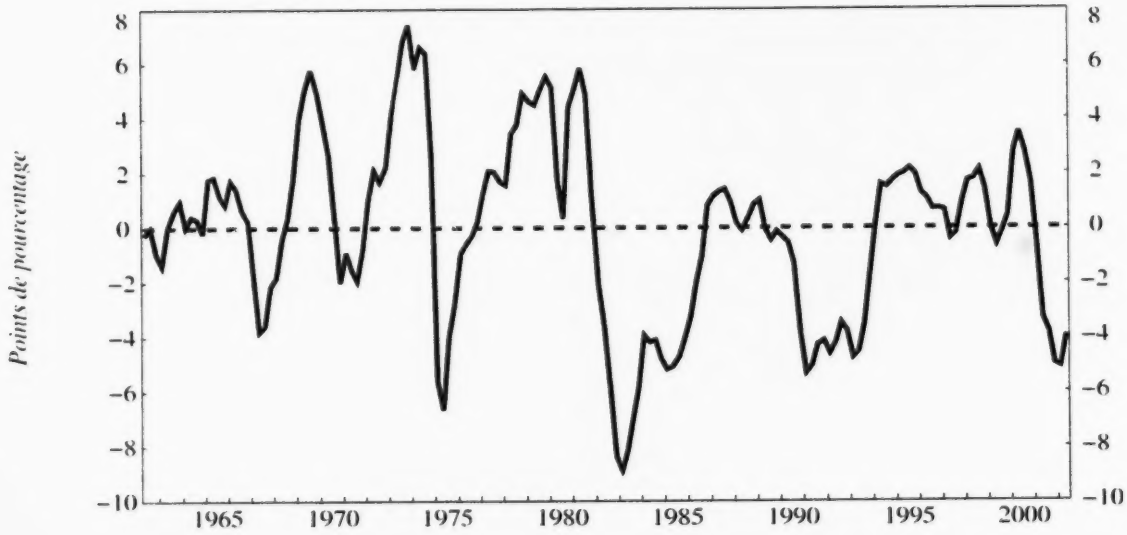
Graphique D.2 : Glissement annuel du niveau et de la tendance de la productivité de la main-d'œuvre du secteur non agricole



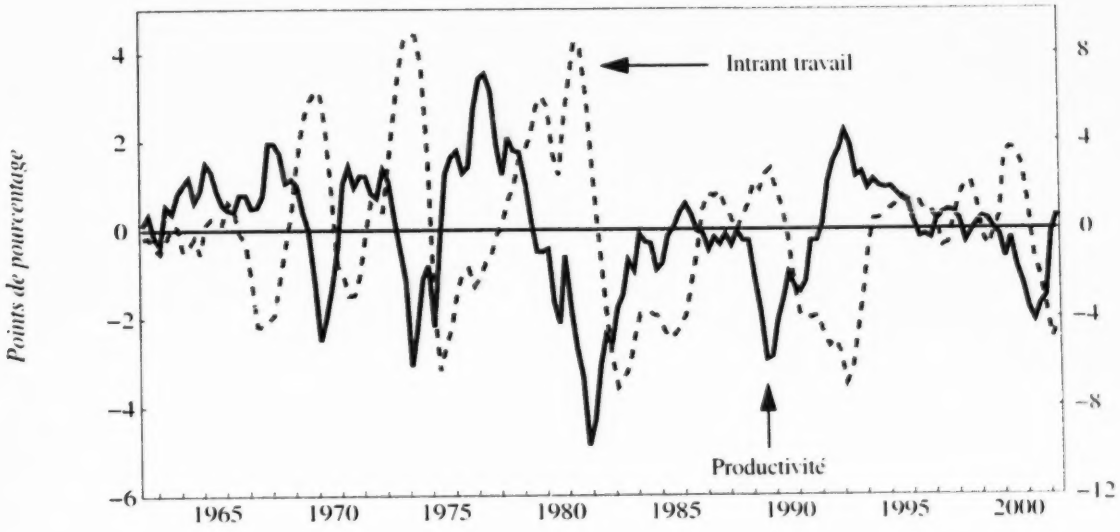
Graphique D.3 : Composante transitoire de la productivité de la main-d'oeuvre du secteur non agricole



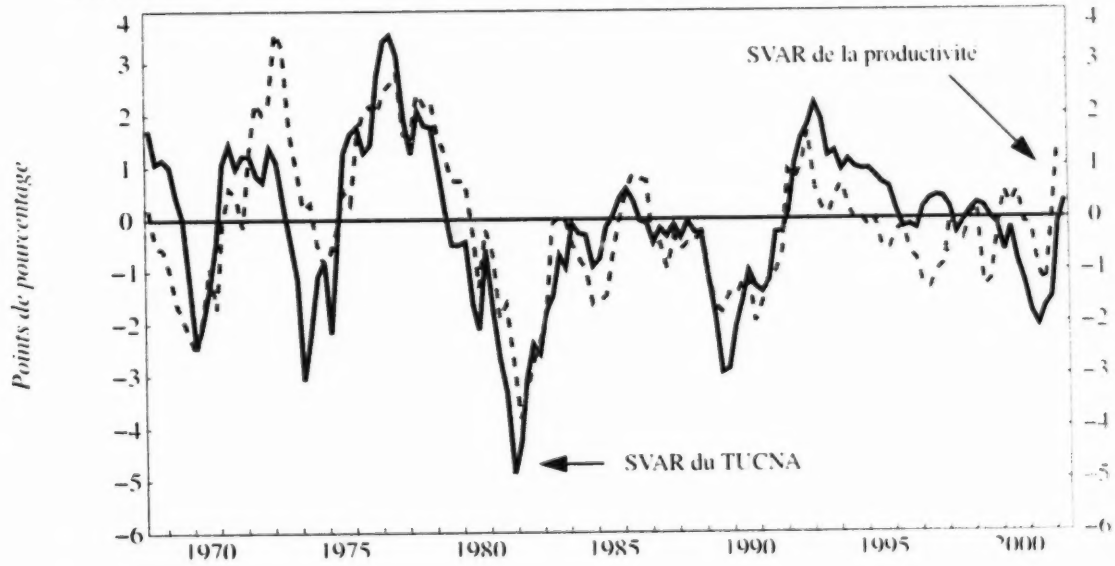
Graphique D.4 : Écart du TUCNA (secteur manufacturier)



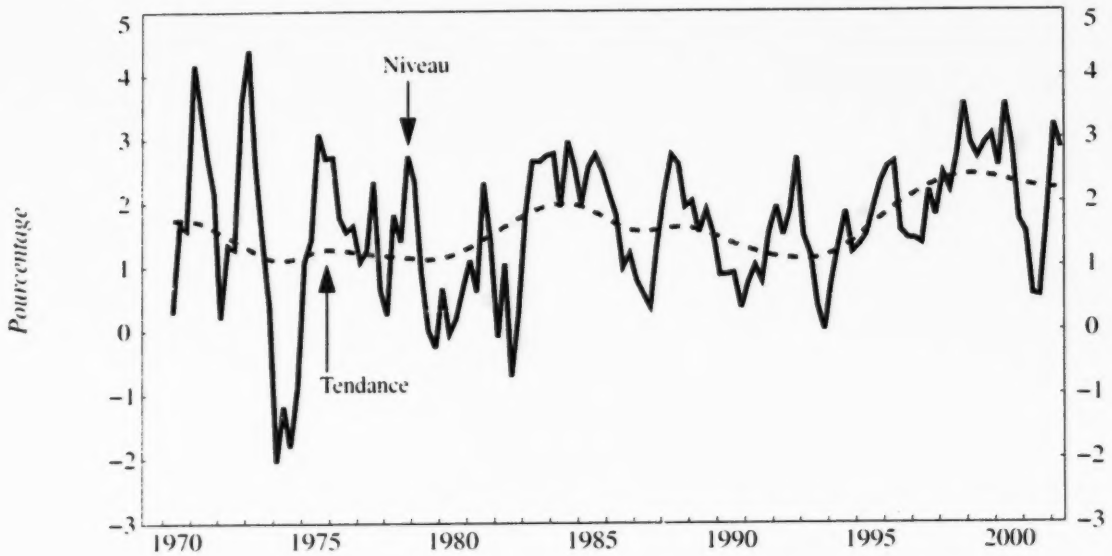
Graphique D.5 : Composantes transitoires de la productivité et de l'intrant travail du secteur manufacturier



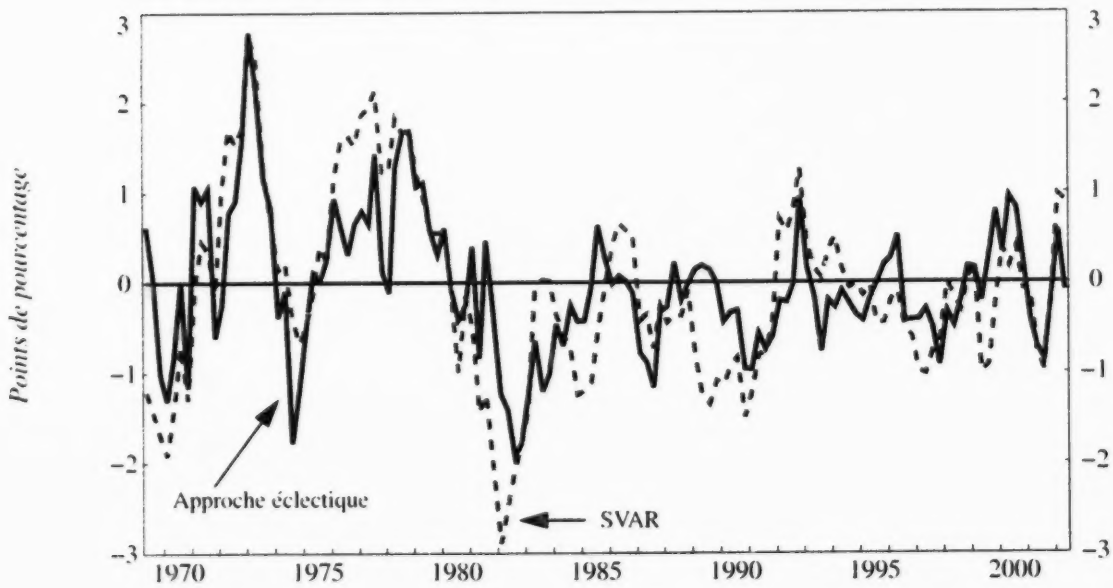
Graphique D.6 : Composantes transitoires de la productivité de la main-d'oeuvre



Graphique D.7 : Croissance d'une année à l'autre du niveau de la productivité totale (PIB réel/heures travaillées) et de la tendance générée par l'approche éclectique



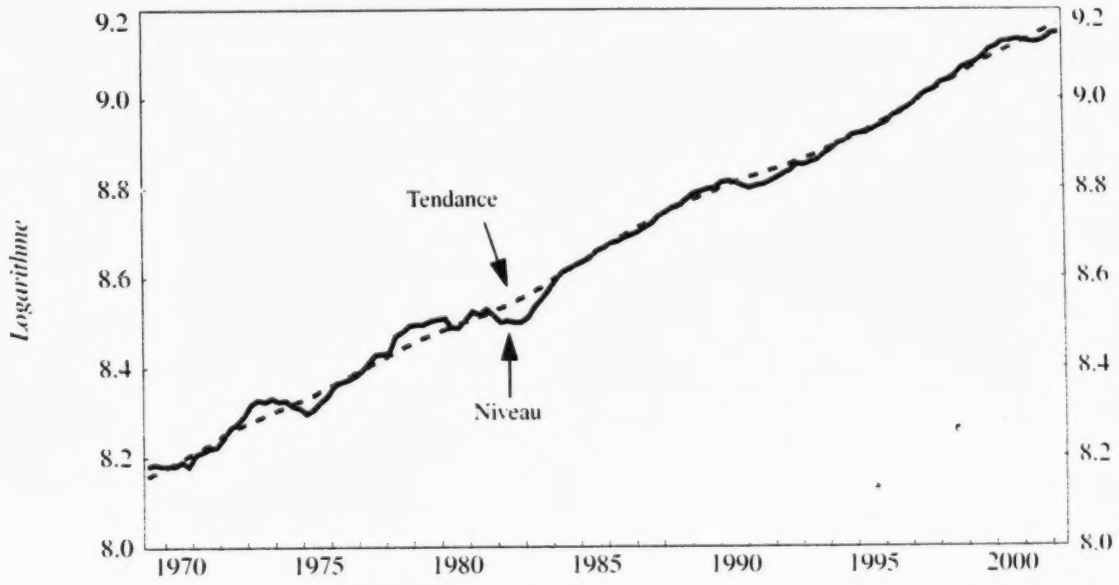
Graphique D.8 : Écart entre le niveau et la tendance de la productivité



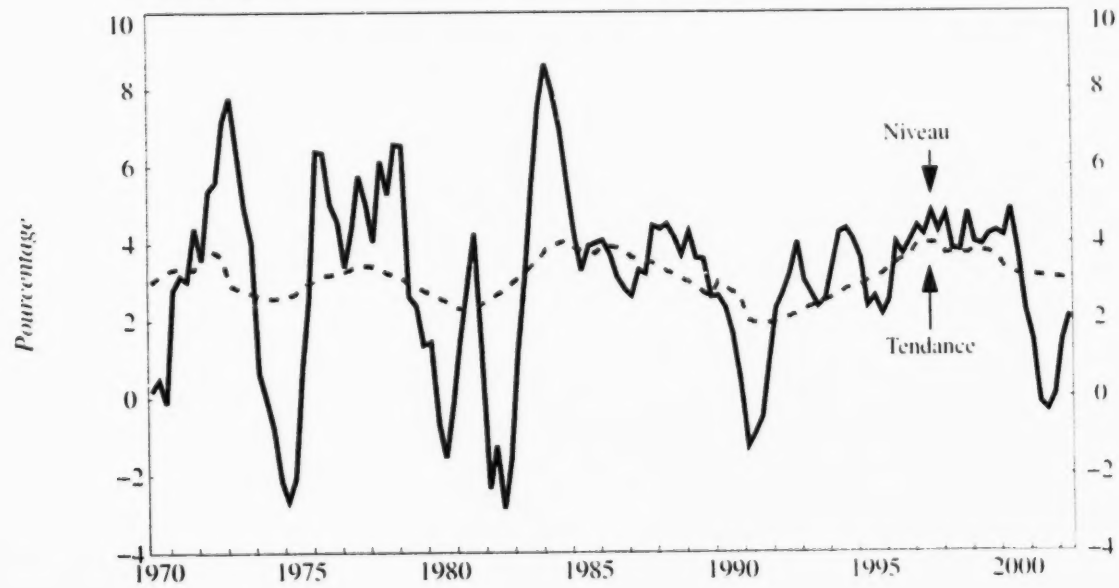
Annexe E

E.1 Résultats de l'approche éclectique du PIB potentiel

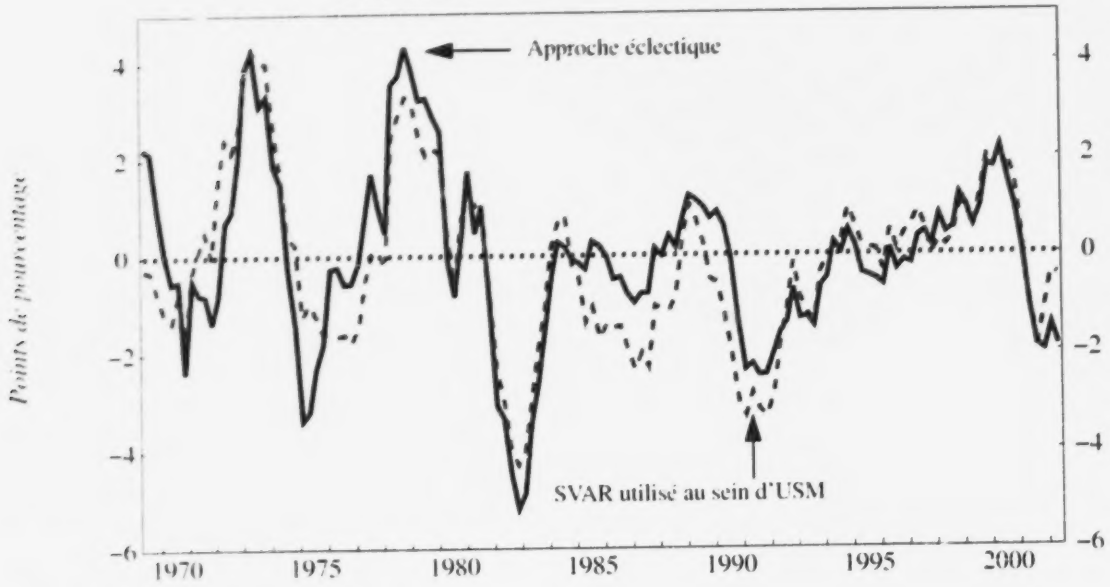
Graphique E.1 : Niveau et tendance du PIB réel



Graphique E.2 : Glissement annuel du PIB potentiel et du PIB réel



Graphique E.3 : Écart de production



Documents de travail de la Banque du Canada
Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

2002

2002-35	The Impact of Common Currencies on Financial Markets: A Literature Review and Evidence from the Euro Area	L. Karlinger
2002-34	How Do Canadian Banks That Deal in Foreign Exchange Hedge Their Exposure to Risk?	C. D'Souza
2002-33	Alternative Trading Systems: Does One Shoe Fit All?	N. Audet, T. Gravelle et J. Yang
2002-32	Labour Markets, Liquidity, and Monetary Policy Regime	D. Andolfatto, S. Hendry et K. Moran
2002-31	Supply Shocks and Real Exchange Rate Dynamics: Canadian Evidence	C. Gauthier et D. Tessier
2002-30	Inflation Expectations and Learning about Monetary Policy	D. Andolfatto, S. Hendry et K. Moran
2002-29	Exponentials, Polynomials, and Fourier Series: More Yield Curve Modelling at the Bank of Canada	D.J. Bolder et S. Gusba
2002-28	Filtering for Current Analysis	S. van Norden
2002-27	Habit Formation and the Persistence of Monetary Shocks	H. Bouakez, E. Cardia et F.J. Ruge-Murcia
2002-26	Nominal Rigidity, Desired Markup Variations, and Real Exchange Rate Persistence	H. Bouakez
2002-25	Nominal Rigidities and Monetary Policy in Canada Since 1981	A. Dib
2002-24	Financial Structure and Economic Growth: A Non-Technical Survey	V. Dolar et C. Meh
2002-23	How to Improve Inflation Targeting at the Bank of Canada	N. Rowe
2002-22	The Usefulness of Consumer Confidence Indexes in the United States	B. Desroches et M-A. Gosselin
2002-21	Entrepreneurial Risk, Credit Constraints, and the Corporate Income Tax: A Quantitative Exploration	C.A. Meh
2002-20	Evaluating the Quarterly Projection Model: A Preliminary Investigation	R. Amano, K. McPhail, H. Pioro et A. Rennison

Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca
Site Web : http://www.banqueducanada.ca

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, Ontario K1A 0G9
E-mail: publications@bankofcanada.ca
Web site: http://www.bankofcanada.ca